

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Determinantes da taxa de juros nominal e sua relação com
a taxa de câmbio no Brasil no período de 1990 a 2006**

Leila Harfuch

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada.

**Piracicaba
2008**

Livros Grátis

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

Milhares de livros grátis para download.

Leila Harfuch
Bacharel em Ciências Econômicas

**Determinantes da taxa de juros nominal e sua relação com
a taxa de câmbio no Brasil no período de 1990 a 2006**

Orientador:
Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada.

**Piracicaba
2008**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP**

Harfuch, Leila

Determinantes da taxa de juros nominal e sua relação com a taxa de câmbio no Brasil no período de 1990 a 2006 / Leila Harfuch. - - Piracicaba, 2008.
208 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2008.
Bibliografia.

1. Política monetária 2. Taxa de câmbio 3. Taxa de juros I. Título

CDD 336.2426

“Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor”

DEDICO

Aos meus queridos pais, Mufid e Norma, que nunca mediram esforços em me compreender, apoiar, incentivar, confiar e colaborar. Palavras são pequenas demais para expressar o quão grande é o meu amor por vocês. Posso apenas agradecê-los por tornar os meus dias mais fáceis e felizes.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus por todas as conquistas ao longo desta jornada, pelo consolo em momentos difíceis, pela inspiração em dias apáticos e por me fazer acreditar que tudo é possível.

Agradeço, em especial, ao Professor Carlos J. C. Bacha pela orientação, pela paciência, pelo incentivo, pelo apoio, pelo preciosismo e por compartilhar uma pequena parte de seus imensuráveis conhecimento e sabedoria.

Agradeço a todos que colaboraram na elaboração desta tese, em especial aos membros da banca examinadora. Sou imensamente grata à Professora Miriam Rumenos P. Bacchi por não medir esforços em sua indispensável orientação em toda a parte empírica desta tese. Aos Professores Roberto de Souza Lima, Geraldo Sant'Ana C. Barros, Gilberto Tadeu Lima, Rodolfo Hoffman e Alexandre Mendonça de Barros por compartilharem seus conhecimentos e enriquecerem as análises desta tese. Agradeço a todos os demais professores da ESALQ.

Agradeço os professores Werner Baer e Geoffrey Hewings por enriquecerem minha formação ao cederem um espaço como estudante visitante do *Regional Economics Applications Laboratory (REAL)* da Universidade de Illinois em Urbana-Champaign.

Aos funcionários do departamento de Economia, em especial à querida Maielli, sempre prestativa, amiga e imensamente competente, e à Ligiana, por sua ajuda indispensável.

Aos CNPq e CAPES por me concederem bolsas de doutorado e doutorado sanduíche.

Aos queridos amigos que fiz durante esses 5 anos de doutorado direto. Deixo a todos o meu agradecimento pelas conversas diárias, pelo esforço conjunto, companheirismo, amizade e pelos momentos de descontração. Em especial, agradeço imensamente às queridas amigas Ana Paula Polacchini, Paula Fava, Andréia Violato, Ângela Teodoro e Renata Camargo, além da minha família *Esalquiana*: Mariusa Pitelli, Cláudia Brito, Ana Laura Menegatti, Luciane Conte e Ana Maria Kefalás. Gostaria de deixar um humilde “muito obrigado” a cada uma de vocês. Agradeço por me apoiarem e me acolherem sempre que preciso, consolarem-me em dias difíceis, aconselharem-me em momentos de dúvidas, suportarem-me quando fui insuportável, compreenderem o incompreensível, por serem pessoas maravilhosas e por fazerem parte da minha vida.

Ao ICONE pela compreensão e por tornar possível a finalização e entrega desta tese.

Por fim, agradeço a toda minha família pelo apoio, compreensão, amor e confiança.

SUMÁRIO

RESUMO	07
ABSTRACT	08
LISTA DE FIGURAS	09
LISTA DE TABELAS	12
1 INTRODUÇÃO	14
1.1 Objetivos	21
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	24
3 POLÍTICAS ECONÔMICAS, MERCADO FINANCEIRO E TAXAS DE JUROS NO BRASIL.....	41
3.1 Políticas econômicas adotadas entre 1985 e 2006 no Brasil	41
3.2 Mercado financeiro e taxas de juros no Brasil	55
4 REFERENCIAL ANALÍTICO E ECONÔMETRICO	64
4.1 Modelo I – Economia sem mobilidade de capital	65
4.2 Modelo II – Economia com perfeita mobilidade de capital	71
4.3 Modelo III – Modelo geral	73
4.4 Procedimentos econométricos adotados	75
4.4.1 Testes de Raiz Unitária de Dickey-Pantula e Dickey-Fuller	76
4.4.2 Teste de Raiz Unitária sazonal	80
4.4.3 Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural	80
4.4.4 Análise de regressão em séries temporais	84
4.4.5 Análise VAR (Vetor Autorregressivo)	87
4.6 Equações estimadas e variáveis utilizadas	90
5 ANÁLISE DOS RESULTADOS	98
5.1 Resultados dos testes de Raiz Unitária	98
5.2 Resultados da análise de regressão.....	113
5.3 Resultados da análise VAR (Vetor Autorregressivo)	130
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	144
REFERÊNCIAS	150
APÊNDICE	159

ANEXOS 166

RESUMO

Determinantes da taxa de juros nominal e sua relação com a taxa de câmbio no Brasil no período de 1990 a 2006

Nas duas últimas décadas, o Brasil vem praticando elevadas taxas de juros nominais em relação à taxa de inflação existente. Isso encarece o crédito, aumenta o endividamento e prejudica o crescimento econômico sustentado. Além disso, fatores como a implementação de políticas econômicas de combate à inflação, a aceleração do processo de abertura e internacionalização econômicas criam um *mix* variáveis que se relacionam com a taxa de juros e deixam explícita a necessidade de se analisar os principais determinantes da taxa de juros nominal no Brasil e sua relação com a taxa de câmbio, objetos de estudos do presente trabalho. O modelo teórico apresentado, expandido para incluir uma equação de Fisher adequada à economia brasileira e o risco de *default*, foi estimado seguindo os seguintes passos: 1) testes de raiz unitária de Dickey-Pantula, Dickey-Fuller, raiz unitária sazonal e raiz unitária com quebra estrutural foram realizados de modo a saber o grau de integração de cada variável e, assim, como cada uma deve ser considerada nos modelos; 2) regressões para taxa de juros e taxa de câmbio foram, inicialmente, estimadas pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários e, caso tenham sido constatados problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos, as regressões foram reestimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ponderados, Mínimos Quadrados Ponderados com modelo não-linear de correção da autocorrelação dos resíduos e/ou Mínimos Quadrados Ponderados com estimativas consistentes da variância de White ou Newey-West. Inicialmente utilizaram-se dados com periodicidade mensal, mas os resultados não foram robustos. Por isso, foram usados dados com periodicidade trimestral, obtendo melhores resultados. Apenas as melhores regressões são apresentadas no texto, apresentando dois grupos de estimativas para os determinantes das taxas de juros e de câmbio, sendo o primeiro para o período de 1990 a 2006 sem risco de *default* e o segundo para o período em que há dados sobre risco de *default* (os melhores resultados incluindo a variável risco ocorreram para o período de 1995 a 2006). Essas regressões fundamentam a definição de quatro modelos VAR (Vetor Autorregressivo). Esta última, ao ser estimada usando a decomposição de Choleski, permite chegar a conclusões convergentes aos das regressões selecionadas. Tanto a análise de regressão quanto o VAR reforçam o papel das variáveis externas em afetar a taxa de juros CDI a partir de 1995, em detrimento das variáveis domésticas, especialmente a taxa de inflação. O modelo para a taxa de câmbio sinaliza para uma conclusão semelhante, sendo a variável CDI a mais importante quando considerado todo o período em análise, mas perdendo poder explicativo sobre a taxa de câmbio quando inserida a variável risco de *default*. Pode-se afirmar que a conta capital e financeira do Balanço de Pagamentos é semi-aberta e que os fatores externos possuem impactos expressivos sobre a taxa de juros CDI, principalmente após a implementação do Plano Real. Em especial, o risco de *default* percebido pelos investidores externos possui um papel importante em mostrar a seguinte dinâmica: sob maior risco de *default*, um aumento da taxa de juros (via política monetária restritiva) pode provocar um efeito perverso, pois ao invés de atrair capital externo (e, assim, poder cumprir com as obrigações financeiras), provoca uma saída de capital e desvaloriza a taxa de câmbio, aumentando a inflação. Esses resultados são de extrema importância para o exercício da política monetária, tal como exposto nas conclusões do trabalho.

Palavras-chave: Taxa de juros nominal; Taxa de câmbio; Risco de *default*; Política monetária

ABSTRACT

Determination of nominal interest rate and its relationship with the exchange rate in Brazil during the time period from 1990 to 2006

During the last two decades, Brazil has been practicing high nominal interest rates, comparing to the observed inflation rate. This fact has a negative impact on credit, increases public debt and reduces the economic growth. In addition, the implementation of economic policies that aim to decrease the inflation rate, together with the economic globalization process, generate a set of variables that are related to the interest rate and, also, explicitly show how important is to analyze the main variables that have impacts on the interest rate determination and its relation with the exchange rate, which are the aim of this dissertation. Theoretical models for interest rate and exchange rate determination for a small and partially open economy were expanded to incorporate not only a suitable Fisher equation to the Brazilian economy, but also the default risk, and they were estimated in the following sequence: 1) Dickey-Pantula, Dickey-Fuller and seasonal unit root tests, and also unit root test with structural changes, were used to verify the integration degree for each variable and how each of them should be considered in the models; 2) interest rate and exchange rate regressions were first estimated by Ordinary Least Squares or, in case of heteroskedasticity and residuals autocorrelations problems, the regressions were re-estimated using Weighted Least Squares, Weighted Least Squares with non-linear correction for residuals autocorrelation or Weighted Least Squares with Newey-West or White consistent covariance estimates. Initially, the models were estimated using monthly aggregated data, but they did not present robust results. In sequence, models were estimated using quarterly aggregated data, which had better estimations results and the best results are presented in this thesis. This dissertation presents two groups of results for each determination model of interest and exchange rates, considering the period from 1990 to 2006 without default risk and starting from a year that are default risk data available (the best results including default risk variable happened from 1995 to 2006). These regressions are the base for four VAR (Vector Autoregression) models. Both regression and VAR analysis strengthen the role of external variables in affecting the CDI interest rate for the period starting from 1995, while domestic variables reduced their effect on this process, specially the inflation rate. The results for the exchange rate determination model indicate a similar conclusion because, for the whole period analyzed, CDI interest rate was the most important variable; however, it reduced its influence on exchange rate when the default risk was inserted into the estimations. According to the results, there is evidence that the Brazilian economy is partially open and that the external factors have strong effect on CDI interest rate determination, especially after the implementation of *Plano Real* (Real Plan). More importantly, the international investors' default risk perception has an important role showing the following dynamic: under default risk conditions, a larger interest rate (by a restricted monetary policy) can have a perverse effect, because, higher interest rate instead of attracting external capital inflows (which permits financial obligations to be honored) can lead on an external capital outflows, which depreciates the exchange rate and, as a result, increases the inflation rate. These results are extremely important to be considered for monetary policy implementation, as shown on the conclusions of this thesis.

Keywords: Nominal interest rate; Exchange rate; Default risk; Monetary policy

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Taxa de crescimento do Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA - em % ao mês – janeiro de 1980 a dezembro de 2006.....	41
Figura 2 – Taxa de crescimento mensal do M1 (variação mensal) e taxa de juros SELIC (% ao mês) - janeiro de 1980 a dezembro de 2006	43
Figura 3 – Base Monetária em R\$ milhões e em % do PIB – julho de 1994 a dezembro de 2006	47
Figura 4 – Média mensal da alíquota do compulsório (em % sobre os depósitos à vista) – janeiro de 1990 a dezembro de 2006.....	48
Figura 5 – Taxa de câmbio efetiva real e risco-país – janeiro de 1995 a dezembro de 2006.....	51
Figura 6 – Dinâmica do mercado financeiro brasileiro	61
Figura 7 – Evolução das taxas de juros brasileiras (em % ao ano) – junho de 2000 a dezembro de 2006.....	63
Figura 8 – Média trimestral da alíquota do compulsório (R3) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006.....	102
Figura 9 – Logaritmo natural da Base Monetária (média trimestral) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006.....	103
Figura 10 – Taxa de câmbio (média trimestral em R\$/US\$) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006	104

Figura 11 – Taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal e taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio (em %) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006.....	106
Figura 12 – <i>Spread</i> do C-Bond – 1º trimestre de 1995 a 4º trimestre de 2006	107
Figura 13 – Relação Dívida Líquida do Setor Público/PIB (valores em %) – 1º trimestre de 1991 a 4º trimestre de 2006	108
Figura 14 – Paridade de Juros a Descoberto (utilizando C-Bond) – 1º trimestre de 1995 a 4º trimestre de 2006	110
Figura 15 – Paridade de Juros a Descoberto (utilizando Dívida/PIB) – 1º trimestre de 1991 a 4º trimestre de 2006	111
Figura 16 – Saldo em Transações Correntes em US\$ (final do período) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006.....	112
Figura 17 – Elasticidade do Impulso da taxa de juros CDI a choques de um desvio-padrão.....	133
Figura 18 – Decomposição da Variância da variável <i>cdi</i> para os modelos VAR 1 e VAR 2	135
Figura 19 – Elasticidade do Impulso da taxa de crescimento da taxa de câmbio (<i>de</i>) a choques de um desvio-padrão.....	140
Figura 20 – Decomposição da variância da variável <i>de</i> para os modelos VAR 3 e VAR 4	142
Figura 21 – Taxa de juros CDI (em % ao trimestre) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006.....	200

Figura 22 – Taxa de Inflação IPCA (em % acumulada no trimestre) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006	201
Figura 23 – Correlograma dos resíduos para VAR 1 e VAR 2	205
Figura 24 – Raízes Inversas do Polinômio Autorregressivo Característico para VAR 1 e VAR 2	205
Figura 25 – Elasticidade do impulso e decomposição da variância do erro de previsão para taxa de juros CDI, no modelo sem risco de <i>default</i> a partir de 1995 (VAR 1B).....	206
Figura 26 – Correlogramas dos resíduos para os modelos VAR 3 (lado esquerdo) e VAR 4 (lado direito) com uma defasagem	207
Figura 27 – Raízes inversas de um Polinômio Autorregressivo Característico para os modelos VAR 3 e VAR 4	208

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Taxas de juros médias anuais para empréstimos (aplicação) sobre Pessoas Jurídica e Física – 1999 a 2006.....	57
Tabela 2 – Matriz de correlação e análise descritiva dos dados - junho de 2000 a dezembro de 2006	62
Tabela 3 – Resumo dos resultados dos testes de Raiz Unitária – RU - de Dickey Pantula – DP - e Dickey Fuller - ADF/DF	100
Tabela 4 – Correlação cruzada	114
Tabela 5 – Matriz de correlação – modelo juros	115
Tabela 6 – Matriz de correlação – modelo câmbio	115
Tabela 7 – Dados utilizados nas estimativas empíricas – 2 ^o trimestre de 1990 a 4 ^o trimestre de 2006	194
Tabela 8 – Critérios de Informação para modelo de juros sem risco de <i>default</i> (VAR 1)	204
Tabela 9 – Critérios de Informação para modelo de juros sem risco de <i>default</i> (VAR 2)	204
Tabela 10 – Causalidade de Granger (uma defasagem) para VAR 1	206
Tabela 11 – Causalidade de Granger para (uma defasagem) VAR 2 (a partir de 1995)	206
Tabela 12 – Critérios de Informação para modelo de câmbio sem risco de <i>default</i> (VAR 3) ...	207
Tabela 13 – Critérios de Informação para modelo de câmbio com risco de <i>default</i> (VAR 4) ...	207

Tabela 14 – Causalidade de Granger (uma defasagem, com ca^* na primeira diferença) 208

Tabela 15 – Causalidade de Granger (uma defasagem, com ca^* e ca^* e D na primeira
diferença, a partir de 1995) 208

1 INTRODUÇÃO

A taxa de juros tem sido, atualmente, um dos principais temas de discussão entre os agentes econômicos no Brasil. Isso se deve ao fato de que a elevada taxa de juros nominal praticada no país, comparada com a taxa de inflação observada, prejudica o crescimento econômico sustentado por encarecer o crédito para investimentos e para consumo e por aumentar o endividamento.

Pode-se definir taxa de juros como sendo o preço do aluguel da moeda, ou seja, ela é a remuneração dada ao agente econômico quando este deixa de usar moeda para satisfazer seu consumo imediato e a emprestar a outro. A taxa de juros surge, portanto, para compensar o custo de oportunidade de se abrir mão de um ativo monetário (moeda) por um certo período, postergando a decisão de consumo ou investimento produtivo do possuidor de moeda.

Na economia existem várias taxas de juros¹, com características e finalidades distintas entre si. De maneira geral, elas se diferenciam por finalidade, origem, prazo e risco. Existem taxas de juros que remuneram títulos com finalidade de empréstimos ou captação de recursos. A origem se refere aos agentes econômicos (se públicos ou privados) que emitem os títulos que irão gerar a taxa de juros que remuneram esses títulos. O prazo é referente à maturação dos títulos, ou seja, ao período no qual deve ser liquidado o principal e os juros podem ser de curtíssimo, curto, médio e longo prazos. O risco implícito em determinada taxa de juros cobrada está intimamente ligado à possibilidade de não-cumprimento das obrigações financeiras por determinado agente econômico.

Segundo Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2002), as taxas de juros² são influenciadas pelos seguintes aspectos: liquidez, risco e prazo. O grau de liquidez refere-se à facilidade com que determinado ativo converte-se em poder de compra. Se os indivíduos preferem ativos mais líquidos tem-se uma relação negativa entre taxa de juros paga e grau de liquidez. O risco refere-se à probabilidade do não-pagamento do devedor (emitente do título), denominado risco de *default*. Quanto maior é esse risco, maior é a taxa de juros exigida pelo mercado. O último fator que diferencia as taxas de juros refere-se ao prazo de maturidade do título. Em geral, os agentes preferem ativos de curto prazo, o que tornam esses títulos mais líquidos, resultando em menor taxa de juros.

¹ A seção 3.2 do capítulo 3 faz uma análise das diferentes taxas de juros existentes na economia brasileira.

² Nessa análise considerou-se um mercado de capitais perfeito, sem problemas de informação.

A teoria monetária tradicional, como apontam Stiglitz e Greenwald (2004), concentra sua atenção na taxa de juros dos títulos públicos de curto prazo. Entretanto, a atividade econômica depende da taxa de juros que os investidores ou tomadores de empréstimos precisam pagar. Por hipótese, essas duas taxas deveriam caminhar juntas, diferenciadas pelo risco, o que pode não acontecer na prática. É importante enfatizar que o presente trabalho está preocupado com a taxa de juros média da economia e não somente com a cobrada pelas instituições financeiras aos tomadores de empréstimos³.

Há dois conceitos envolvendo a taxa de juros, o nominal e o real. Segundo Bacha (2004, p. 102), “a taxa de juros nominal é o preço corrente do aluguel da moeda. Em um país sujeito à ocorrência de inflação, é importante descontar desse preço nominal (a taxa de juros nominal) a componente atribuída à taxa de inflação. Surge, assim, a taxa de juros real”. Desse modo, a taxa real de juros difere-se da nominal pelo fato de estar “ajustada pela inflação para refletir mais adequadamente o custo dos empréstimos” (HILLBRECHT, 1999, p. 48).

Fisher (1988) argumenta que a taxa de juros nominal (i) equivale à taxa de juros real (r) somada à taxa esperada de inflação (π^e). Em uma economia com baixa taxa de inflação, a equação de Fisher pode ser escrita como: $i = r + \pi^e$. A taxa de juros nominal é importante para decisões de investimento, pois é definida antes de se conhecer a taxa de inflação prevalecente no período do empréstimo. Já a taxa de juros real é ajustada pela taxa de inflação durante o período em que se realizou o empréstimo (e não a taxa esperada), ou seja, mede o custo efetivo do empréstimo.

Stiglitz e Greenwald (2004) afirmam que a taxa de juros real tem se mostrado constante ao longo do tempo. Empiricamente, segundo os mesmos autores, o efeito da taxa de juros nominal de curto prazo sobre a demanda por investimento parece ser maior do que o da taxa de juros real de longo prazo⁴. Isso pode ser devido ao fato da política monetária afetar diretamente a taxa de juros nominal de curto prazo, enquanto que as taxas de juros de longo prazo deveriam estar relacionadas à produtividade marginal do capital de longo prazo (STIGLITZ; GREENWALD, 2004, p. 48-49).

³ A taxa de juros utilizada na presente tese é a taxa Certificado de Depósito Interbancário – CDI, que serve como base tanto para o retorno dos fundos de investimento de renda fixa quanto para taxas de empréstimos bancários praticados no Brasil (o capítulo 3 traz mais informações a esse respeito).

⁴ Essa constatação empírica foi feita pelos autores para países desenvolvidos como Estados Unidos, Reino Unido, Alemanha e França.

Há duas correntes teóricas básicas tradicionais sobre os determinantes da taxa de juros: a teoria dos fundos emprestáveis (corrente neoclássica) e o princípio da preferência pela liquidez (teoria keynesiana).

A primeira teoria diz que a taxa de juros é determinada pela oferta e demanda por fundos (transacionados na forma de títulos). A oferta de poupança pelos credores (que demandam títulos) é positivamente relacionada à taxa de juros. A demanda de fundos pelos devedores (que ofertam títulos) é negativamente relacionada à taxa de juros. A taxa de juros que equilibra o mercado de títulos se encontra no ponto de cruzamento das curvas de poupança (que representa os credores ou demandantes de títulos) e investimento (que se compõe dos tomadores de empréstimos ou ofertantes de títulos).

A segunda corrente afirma que a taxa de juros é determinada no mercado de moeda, ou seja, no equilíbrio entre as curvas de oferta e demanda por moeda. A oferta de moeda é afetada pelas Autoridades Monetárias, enquanto que a demanda por moeda depende do nível de renda (positivamente) e da taxa de juros (negativamente).

De acordo com a teoria keynesiana, a política monetária afeta a taxa de juros a partir de mudanças na oferta nominal de moeda. Uma política monetária contracionista, por exemplo, reduz a quantidade de moeda disponível no mercado, o que eleva a taxa de juros nominal. Essa elevação da taxa de juros afeta negativamente o nível de investimento. A redução no investimento diminui a demanda agregada e (pela condição de equilíbrio no mercado de bens e serviços) reduz o produto e a renda, ou seja, afeta negativamente o crescimento econômico. A diminuição da demanda agregada tem o efeito de reduzir o nível geral de preços (reduzindo a inflação), ou seja, de acordo com essa teoria, esse tipo de política monetária pode ser um instrumento utilizado para se manter a estabilidade de preços.

Oreiro (1999) afirma que o debate entre Keynes e os economistas clássicos sobre a determinação da taxa de juros não recai sobre qual mercado isso ocorre, mas sim na interpretação dada ao mecanismo de transmissão das flutuações da produtividade de capital e da propensão a poupar sobre a taxa de juros. Enquanto para os clássicos o impacto dessas variáveis sobre a taxa de juros é direto (pois são considerados fatores que determinam a oferta e demanda por fundos de empréstimo), para Keynes esse efeito é indireto, pois afeta primeiro o nível de renda e emprego, provocando uma reavaliação dos indivíduos sobre a demanda por moeda para atender os motivos transação e precaução (que dependem somente da renda) e, se a oferta de moeda não se alterar, a

taxa de juros se ajusta para equilibrar a oferta e demanda por moeda. Assim, a taxa de juros é um fenômeno estritamente monetário segundo a teoria Keynesiana e as decisões de consumo-poupança e de composição de *portfólio* são separáveis entre si.

A partir dos anos 70 do século passado, os estudiosos da teoria econômica têm debatido, principalmente, sobre questões que tentam, de modo geral, explicar a origem das flutuações econômicas: neutralidade da moeda, rigidezes nominais e imperfeições de mercado. O debate sobre estas questões trouxe novas abordagens na evolução da macroeconomia, tais como as abordagens novo-clássica, novo-keynesiana e pós-keynesiana. Os novo-clássicos, sob a hipótese de expectativas racionais dos agentes econômicos, acreditam na neutralidade da moeda sobre o lado real da economia, ou seja, a política monetária não afeta o nível de produto e o emprego no longo prazo. Para estes estudiosos, a origem das flutuações econômicas baseia-se, de modo geral, em choques tecnológicos. Para os novos-keynesianos, no entanto, a origem das flutuações econômicas provém de imperfeições de mercado (como a existência de mercados imperfeitos – presença de monopólios, oligopólios, concorrência monopolística) ou de rigidezes nominais (os preços não são, de alguma maneira, totalmente flexíveis; podem haver contratos pré-estabelecidos na economia). Os pós-keynesianos admitem que a moeda, como um ativo, afeta as decisões dos agentes econômicos e, ainda, diante de incerteza, é necessário um sistema de contratos na economia. Para os novos-keynesianos e pós-keynesianos, a política monetária afeta o lado real da economia. Atualmente, no entanto, a partir da utilização de instrumentos de estimação empírica, está havendo um consenso entre os macroeconomistas de que, pelo menos no curto prazo, a política monetária tem efeito sobre o nível de produto (WALSH, 2003).

Deve-se ressaltar ainda que há relação entre taxa de juros doméstica, taxa de câmbio e probabilidade de *default* (não cumprimento das obrigações financeiras), principalmente após a internacionalização dos mercados financeiros. Em uma pequena economia aberta com mobilidade de capital, a taxa de juros doméstica é influenciada pela taxa de juros internacional. Segundo Baumann e Gonçalves (1998), o determinante básico da teoria do investimento de *portfólio* é o diferencial de taxa de juros entre os países. Ou seja, ao aumentar a taxa de juros doméstica, em relação à internacional, há entrada de capital estrangeiro especulativo (demandantes de títulos domésticos), o que aprecia a taxa de câmbio e, se não tiver risco de *default* (não pagamento da dívida), reduz a taxa de inflação. No entanto, em uma economia altamente endividada, ao se elevar a taxa de juros doméstica aumenta-se a dívida pública. E, se isso for percebido como risco

de *default* perante os investidores, haverá uma saída de capital externo, o que deprecia a taxa de câmbio e aumenta a taxa de inflação (BLANCHARD, 2004). Isso pode levar a um círculo vicioso, pois esse aumento da inflação pode ser combatido por meio de uma nova política monetária contracionista (elevando a taxa de juros).

A partir da constatação de Blanchard (2004) pode ser feito um paralelo com a teoria monetária pós-keynesiana, a partir de Hyman Minsky, ainda durante os anos de 1970⁵. Inicialmente, esse autor desenvolveu a hipótese da fragilidade e instabilidade financeiras para uma economia fechada, a qual diz que períodos de prosperidade econômica melhoram a expectativa para cenários futuros, reduzindo as margens de segurança necessárias para realizar financiamentos voltados a projetos de investimento. Esse processo pode ser endógeno ao sistema capitalista, onde existe um fenômeno de retroalimentação no qual sucesso atrai sucesso, e essa redução nas margens de segurança faz com que uma economia financeiramente frágil pode se tornar instável e propensa à crise.

Seguindo a abordagem Minskyana para uma economia aberta, os agentes econômicos podem se financiar também no exterior, sendo expostas à vulnerabilidade externa. Minsky (1994) afirma que o crescimento do comércio internacional não apenas aumentou o número e a importância das empresas multinacionais, como também permitiu a diversificação internacional dos *portfolios* dos bancos, de intermediários financeiros e de indivíduos. Devido ao aumento das posições em ativos denominados em moedas estrangeiras, essa diversificação permitiu a criação de instrumentos financeiros que atuassem como limitantes de perdas no caso de flutuações cambiais acentuadas.

As conseqüências desses mecanismos sobre o balanço de pagamentos de um país podem causar fragilidade e instabilidade financeiras. Os fluxos de capitais de curto prazo servem para equilibrar o balanço. De modo geral, um país está mais propenso à fragilidade e instabilidade financeiras quanto maior é a necessidade de captar fluxos de capitais de curto prazo para fechar o balanço de pagamentos. Esse influxo de capital pode ser traduzido em endividamento externo e/ou obrigações em moeda externa, que pressionam a taxa de câmbio e necessitam de montantes cada vez maiores de remessas de lucros ao exterior. Isso compromete o investimento e o crescimento dessa economia, até que esta entre em crise devido ao endividamento externo. Assim, uma das

⁵ Essa literatura pode ser encontrada em Minsky (1977, 1982, 1991, 1992, 1993, 1994), Dymnsky (1998), Arestis e Glickman (2002), Arestis e Sawyer (2003), por exemplo.

lições deixadas a partir dessa análise é a de que, em períodos de validade da hipótese de fragilidade e instabilidade financeiras (economias altamente endividadas e, principalmente, em moeda externa), não se deve adotar políticas monetárias contracionistas, pois isso aumenta ainda mais a percepção de risco dos investidores de não cumprimento das obrigações financeiras, fazendo sair capital externo do país, desvalorizar a taxa de câmbio e aumentar a taxa de inflação.

Essa exposição é de extrema importância na medida em que, nas últimas duas décadas, o Banco Central do Brasil tem utilizado a taxa de juros e/ou a taxa de câmbio como âncora nominal para conter a inflação. Essa questão deve ser analisada em dois períodos distintos na economia brasileira: um que caracteriza uma economia mais fechada (de 1985 a 1989) e outro com uma economia mais aberta às transações econômicas com o exterior (após 1990)⁶.

Durante o período de economia mais fechada (de 1985 a 1989), o principal objetivo da política econômica do governo brasileiro foi o combate à inflação elevada. Para tanto, vários planos e programas foram implementados e fracassaram em curtos períodos de tempo, apresentando controvérsias entre os economistas em razão do *trade-off* entre inflação e desemprego. As políticas econômicas adotadas ilustram essa controvérsia: entre abril e julho de 1985 a taxa de juros real subiu vertiginosamente, mas voltou a declinar em 1986 como resultado de uma política monetária menos restritiva compatível com a recuperação econômica, o que predominou com o Plano Cruzado (ABREU, 1990). Em junho 1987, com o Plano Bresser, as políticas monetária e fiscal foram mais restritivas, permanecendo dessa maneira até 1989. “A curto prazo o governo praticaria taxas de juros reais positivas com o intuito de inibir a especulação com estoques e o consumo de bens duráveis, como também o fundo de aplicações financeiras para o mercado paralelo de dólar” (ABREU, 1990, p. 367). Como esperado, para uma economia mais fechada, a política monetária preocupou-se, predominantemente, apenas com as variáveis domésticas. Deve-se destacar, também, que o conjunto de políticas adotadas nesse período não conseguiu combater a inflação no longo prazo, problema este que só foi solucionado a partir do segundo semestre de 1994 com o Plano Real.

De 1990 até 2006, o Brasil vem passando por um processo de intensificação da abertura econômica. Nesse período, a política monetária foi predominantemente restritiva, acompanhada de outros mecanismos de combate à inflação.

⁶ A análise das políticas econômicas adotadas nesses períodos está melhor explorada no capítulo 3 deste trabalho.

Baer (2002, p. 208) afirma que “a rígida política monetária praticada no início de 1992 fez com que as taxas de juros reais anuais no mercado de *overnight* chegassem a 44%”, mas tais restrições não conseguiram reduzir a taxa de inflação e intensificaram a estagnação econômica. Entre julho de 1994 e dezembro de 1998, com a implantação do Plano Real, adotou-se a taxa de câmbio como âncora nominal. A taxa de juros (nominal e real) também se manteve elevada para atrair capital externo e manter o câmbio sobrevalorizado para combater a elevação dos preços domésticos. Em janeiro de 1999 o regime cambial passou a ser flexível e, a partir de 21 de junho deste mesmo ano, adotou-se o regime de metas de inflação cujo principal parâmetro utilizado para balizar a política monetária é a taxa de juros, que tem sido predominantemente alta para manter a estabilidade de preços (através da contenção da demanda agregada) e atrair o fluxo de capital externo.

Essa política monetária restritiva afeta negativamente o investimento e o ritmo de crescimento econômico, como já abordado. Reduzir a taxa de juros é condição necessária para se ter crescimento sustentado. No entanto, a retomada do crescimento depende, concomitantemente, de outros fatores, como de políticas de estímulos industrial e comercial (incluindo investimentos em infra-estrutura), da redução da carga tributária, do grau de vulnerabilidade externa, da percepção de risco de *default* perante os agentes econômicos e de fatores externos.

Outro ponto a se destacar refere-se à relação entre a dívida pública e o prêmio de risco-país. A partir de Loureiro e Barbosa (2003) pode-se concluir que as políticas adotadas pelo governo no gerenciamento da dívida pública (a partir de 1964 com as Reformas do Sistema Financeiro Nacional) levaram os agentes a exigirem prêmios de risco crescentes para demandar títulos públicos. Isso ocorreu devido às constantes mudanças de política e rompimento de contratos adotados pelo governo, que provocaram perdas de rendimento aos investidores. Exemplos disso referem-se à suspensão do pagamento dos juros da dívida externa em 1987 e ao confisco de 80% dos haveres financeiros em 1990, que ficaram congelados no Banco Central com um rendimento real negativo. Esse histórico desfavorável tem repercutido na prática de elevadas taxas de juros pagas como remuneração aos detentores de títulos públicos brasileiros.

De acordo com Bresser-Pereira e Nakano (2002), a taxa de juros passou a ter múltiplas funções após a implantação do Plano Real: estabilizar a inflação; equilibrar o Balanço de Pagamentos (mantendo a taxa de câmbio sobrevalorizada); induzir investidores internos a comprar títulos para financiar o *déficit* público; e reduzir o *déficit* comercial através do controle da

demanda interna. Segundo os autores, “estes objetivos são contraditórios. A elevação da taxa de juros pode permitir o alcance de um objetivo, mas caminhará na direção oposta aos outros, aprofundando os desequilíbrios macroeconômicos” (BRESSER-PEREIRA; NAKANO, 2002, p. 21). Esse efeito contrário deve ocorrer num prazo maior. Na visão dos autores citados, a elevação da taxa de juros atrai capital externo e ajuda a equilibrar o Balanço de Pagamentos, controlando também a inflação. Porém, ao mesmo tempo, valoriza a taxa de câmbio e provoca *déficit* comercial, o que, posteriormente, desequilibrará o Balanço de Pagamentos. Uma posterior desvalorização cambial pode gerar inflação e crises financeiras.

A política econômica adotada entre meados de 1999 a 2002 permite inferir a seguinte dinâmica para a economia brasileira: a taxa de inflação é combatida por políticas monetárias contracionistas; a taxa de juros básica da economia aumenta (levando as outras taxas de juros do mercado a subirem); isso eleva o risco de *default* percebido pelos investidores externos e provoca uma saída de capital externo, piorando ainda mais a percepção de risco e provoca uma desvalorização cambial; esta, por sua vez, faz aumentar a taxa de inflação; há um processo de retroalimentação entre taxa de juros e risco e esse ciclo recomeça.

O fato da taxa de juros ter permanecido alta de 2003 a 2006 e ter sido uma das causas da valorização cambial nesse período e ambas contribuírem para a redução da taxa de inflação se associa à mudança de opinião dos investidores sobre o risco de *default* do Brasil.

A exposição acima é insinuante a respeito das várias relações entre a taxa de juros e agregados macroeconômicos (como a taxa de câmbio) e que essas relações têm se alterado à medida que a economia brasileira passou de mais fechada a mais aberta às transações externas bem como alterou o risco de *default* aos olhos dos investidores. No entanto, essas relações só podem ser melhor analisadas se antes se verificar quais tem sido os determinantes da taxa de juros.

1.1 Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é analisar os principais determinantes da taxa de juros nominal de curto prazo no Brasil de 1990 a 2006, avaliando a importância dos agregados econômicos em influenciar essa taxa e considerando alguns fenômenos como a criação do Plano Real em 1º de julho de 1994, a mudança do regime cambial em janeiro de 1999 e a disputa

eleitoral do 2º semestre de 2002. Como em vários momentos do período considerado há estreita interação entre taxa de juros e taxa de câmbio é também considerada a relação entre ambas.

Os objetivos específicos da presente tese são:

- Destacar as políticas monetárias adotadas no período de 1990 a 2006 e seus efeitos sobre a taxa de juros;
- Definir e estimar equações de determinação da taxa de juros nominal e da taxa de câmbio nominal de curto prazo no Brasil durante o período de 1990 a 2006 e considerando os possíveis impactos da criação do Plano Real, da mudança do regime cambial em janeiro de 1999 e da disputa eleitoral do 2º semestre de 2002 sobre essas variáveis;
- Verificar como a percepção de risco de *default* dos agentes econômicos afeta a taxa de juros e a taxa de câmbio.

As contribuições esperadas com a presente tese estão relacionadas com o modelo teórico, com as variáveis consideradas, a metodologia e os resultados. Procurar-se-á aplicar um modelo teórico apresentado pela literatura mas não aplicado ao Brasil e, a partir dele, sugerir modificações e inclusão de variáveis que sejam coerentes e relevantes para a economia brasileira. Em especial, a utilização da taxa de juros de mercado (CDI) como variável dependente e a inclusão do risco de *default* têm sido pouco e apenas recentemente exploradas na literatura. Através da utilização de diferentes metodologias para a análise empírica, poder-se-á verificar a eficiência do modelo teórico e se as pressuposições previamente colocadas são válidas para a economia brasileira. Em relação aos resultados que serão obtidos a partir do presente trabalho espera-se contribuir para a maior fundamentação na formulação da política monetária.

O presente trabalho está dividido como se segue: o capítulo 2 faz uma revisão bibliográfica destacando análises, metodologias e resultados obtidos por estudos relacionados ao tema da presente tese. O capítulo 3 realiza análises referentes às políticas econômicas (em especial a monetária e cambial) adotadas no Brasil desde meados da década de 1980 e apresenta alguns comentários sobre o mercado financeiro e as taxas de juros existentes na economia brasileiras. O capítulo 4 apresenta o modelo teórico, a metodologia, as técnicas econométricas e os dados a serem utilizados na presente tese. O capítulo 5 apresenta a análise dos dados e resultados empíricos estimados. O capítulo 6 apresenta as conclusões da tese. Em seguida, apresentam-se as

referências bibliográficas. No Apêndice são apresentados os modelos teóricos originais, a partir dos quais se basearam o modelo teórico apresentado no capítulo 4. No Anexo A encontram-se quadros-resumo dos artigos citados na revisão bibliográfica (capítulo 2). O Anexo B apresenta algumas estimativas, tabelas e figuras que complementam a análise dos dados e resultados do capítulo 5.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

De acordo com Walsh (2003), a economia monetária investiga a relação entre variáveis econômicas reais agregadas (como produto real, taxa de juros real, emprego e taxa de câmbio real) e variáveis nominais (como a taxa de inflação, taxa de juros nominal, taxa de câmbio nominal e oferta de moeda). Ela está preocupada com fatores como a determinação do nível de preços, inflação e o papel da política monetária. Até meados dos anos 90 do século passado, a condução da política monetária baseava-se no controle da oferta de moeda. Atualmente, no entanto, a taxa de juros passou a ser um dos mais importantes parâmetros para balizamento da política monetária, ou seja, determinam-se os valores dos instrumentos de política monetária⁷ de acordo com a taxa de juros que se quer obter na economia.

A literatura econômica relacionada à análise dos determinantes da taxa de juros nominal tem sido amplamente aprimorada, principalmente, no que se refere aos modelos e metodologias desenvolvidos. A partir do trabalho desenvolvido por Fisher em 1930, acreditava-se que a taxa de juros nominal se formava a partir da soma da taxa de juros real com a taxa de inflação esperada. Apesar de vários trabalhos confirmarem a validade dessa afirmação no longo prazo, a partir da integração econômica entre países, outros trabalhos demonstraram que a taxa de juros doméstica é também influenciada por variáveis internacionais e de política monetária no curto prazo, inclusive em países com restrições ao movimento de capital.

Os temas abordados na literatura referentes à área de economia monetária, intrinsecamente relacionados à determinação da taxa de juros, podem ser separados em nove grupos⁸. O primeiro tema refere-se à análise da determinação da taxa de juros de curto e longo prazos, como abordado por Crosby (2000) e Araújo e Guillén (2002). O segundo grupo de estudos refere-se ao desenvolvimento de modelos de determinação da taxa de juros nominal em diferentes países, como abordado por Hamburger e Silber (1969), Gibson e Kaufman (1970), Blejer (1978) e Edwards e Khan (1985). O terceiro grupo analisou os determinantes das taxas de juros reais de alguns países, como Dua e Pandit (2001), Garcia e Didier (2001), Miranda e Muinhos (2003), Bacha, Holland e Gonçalves (2007). O quarto grupo estimou equações conjuntas de taxa de juros

⁷ Tais como o volume de Base Monetária, a taxa de depósito compulsório sobre depósitos à vista e a taxa de desconto do Banco Central do Brasil - BACEN.

⁸ Os trabalhos aqui citados encontram-se individualmente analisados no Anexo A, por meio de quadros-resumo que aborda os seguintes tópicos: autor(es), período analisado, objetivo, modelo considerado e técnica econométrica utilizada e principais conclusões.

e de taxa de câmbio para países individuais, como Ahn (1994), e para um conjunto de países, como Fair (1986) e Frankel et al. (2002). O quinto grupo refere-se a estudos sobre determinação conjunta de variáveis macroeconômicas a partir de equações estruturais e os efeitos da política monetária sobre essas variáveis, destacando-se os trabalhos de Gonçalves (2001) e Minella (2003). O sexto grupo refere-se a trabalhos que analisaram a relação entre taxa de juros interna, externa, risco de *default* e a eficácia da política monetária, destacando-se os autores Bresser-Pereira e Nakano (2002), Leichsenring (2004), Loureiro e Barbosa (2004), Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), Biage et al. (2006). O sétimo grupo refere-se a trabalhos sobre política monetária e metas de inflação, que serão úteis na análise a partir de julho de 1999 no Brasil, e inclui Friedman (2000), Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), Rodrigues Neto, Araújo e Moreira (2000), Fachada (2001), Muinhos (2001), Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002), Minella et al. (2003), Almeida et al. (2003), Fraga, Goldfajn e Minella (2003) e Wu (2004). O oitavo grupo refere-se a trabalhos realizados na área de oferta e demanda de moeda, tema vastamente explorado na literatura econômica brasileira. Dentre eles pode-se citar: Tourinho (1996), Cardoso (1981), Barbosa (1978, 1993), Prado (1978) e Rossi (1988). O nono grupo refere-se à visão de Joseph Stiglitz em relação ao papel do crédito na economia e, de modo geral, o efeito da política monetária sob racionamento de crédito (STIGLITZ; GREENWALD, 2004).

Em relação ao primeiro grupo, a equação de Fisher diz que a taxa de juros nominal se equivale à taxa de juros real somada à taxa esperada de inflação. Crosby (2000) comenta que o efeito Fisher⁹ relata a idéia da “dicotomia clássica” na ciência macroeconômica: variáveis reais são determinadas por fatores reais. Assim, a taxa de juros nominal irá se ajustar na mesma proporção das mudanças na taxa de inflação esperada. Porém, segundo o autor, esse efeito é válido somente para o longo prazo, pois os ajustes das variáveis devido à variação na taxa de inflação são feitos vagarosamente. Por outro lado, a teoria keynesiana tem sido aceita na maioria dos estudos empíricos. Sob essa análise, segundo o autor, políticas de expansão monetária tendem a reduzir a taxa de juros no curto prazo, mas a eleva no longo prazo assim que a taxa de inflação começar a subir.

Araújo e Guillén (2002) analisaram os componentes de curto e longo prazos da taxa de juros no Brasil. Separam três categorias de taxa de juros: Prêmio Coberto de Juros - PCJ,

⁹ O efeito Fisher diz que a taxa de juros nominal se ajusta de um para um às mudanças na taxa de inflação esperada sob a hipótese de que a taxa de juros real é constante. Entre os trabalhos sobre efeito o Fisher aplicados ao Brasil podem ser destacados Garcia (1993) e Vale e Rocha (2005).

prêmio do C-Bond e Prêmio Descoberto de Juros - PDJ. Os resultados mostraram que as taxas de retorno convergem para o equilíbrio de longo prazo (devido à presença de cointegração), estando de acordo com o pensamento de Fisher (1988). Este afirma que os retornos esperados de títulos negociados em economias distintas seriam igualados, via especulação, uma vez convertidos para uma mesma moeda e desde que apresentassem prazos de maturação e riscos de *default* equivalentes. Segundo os autores, foi possível identificar que: (i) a trajetória do C-Bond é dominada pelo componente de longo prazo; (ii) a trajetória do PCJ é dominada pelo componente cíclico (curto prazo); (iii) a trajetória do PDJ ocupa uma posição intermediária.

Os trabalhos sobre os determinantes das taxas de juros nominais evidenciam a busca pelos autores para desenvolver ou adaptar os modelos e metodologias de acordo com as características de cada país. Hamburger e Silber (1969) e Gibson e Kaufman (1970) utilizam no modelo de determinação apenas variáveis econômicas domésticas, por se considerar uma grande economia como a dos Estados Unidos e devido ao período de tempo analisado. No modelo desenvolvido pelos autores, a taxa de juros depende da taxa de desconto fixada pela autoridade monetária, do requerimento de reservas sobre os depósitos, do Produto Nacional Bruto – PNB e do total de títulos do governo em poder do público. A divergência entre os dois trabalhos citados acima se refere à análise de quais variáveis possuem maior impacto sobre a taxa de juros, se as monetárias ou o PNB. Para os primeiros autores, as variáveis monetárias tiveram maior impacto sobre a taxa de juros. Por outro lado, Gibson e Kaufman (1970) rebateram essa conclusão e mostraram que o PNB tem maior impacto sobre a taxa de juros.

Blejer (1978) mostrou empiricamente os efeitos da expansão monetária sobre a taxa nominal de juros para uma economia com inflação elevada, aplicando-o para a Argentina. Os resultados mostraram que, para o caso da Argentina, a relação entre moeda e taxa nominal de juros em um contexto inflacionário indica que as expectativas de inflação ou efeito Fisher possuem um efeito dominante mesmo se acompanhado de variação monetária. Ou seja, em países com elevada inflação, as expectativas possuem efeito dominante, e qualquer mudança na taxa de desequilíbrio monetário é totalmente repassada para a taxa nominal de juros.

Edwards e Khan (1985) desenvolveram três modelos de determinação da taxa de juros nominal para uma pequena economia aberta e os aplicaram para Colômbia e Cingapura. Os autores afirmam que o processo de determinação da taxa de juros depende do nível de abertura econômica do país: se a economia for totalmente fechada, a taxa de juros será determinada no

mercado monetário doméstico e considerando as expectativas de inflação; se totalmente aberta, a taxa de juros doméstica será determinada exclusivamente pelas taxas de juros internacionais; ou um misto entre estes dois extremos, ou seja, a taxa de juros geralmente depende das condições do mercado doméstico de moeda e das expectativas de mudanças nas taxas de juros internacionais. Nos estudos de caso, a Colômbia apresentou-se como sendo um país parcialmente aberto e a Cingapura como quase totalmente aberta. É importante ressaltar que os autores consideraram risco neutro para essas economias, o que pode não ser adequado para o caso do Brasil.

O terceiro grupo de trabalhos refere-se à determinação da taxa de juros real. Dua e Pandit (2001) estimaram uma equação da taxa de juros real para a Índia, destacando o papel dos fatores domésticos e externos e utilizando o modelo de equilíbrio nos mercados de bens e monetário e o efeito Fisher. Segundo os autores, os resultados mostram que tanto os fatores domésticos quanto os externos influenciaram a taxa de juros real no período de abril de 1993 a maio de 2000, período marcado por reformas econômicas: mudança de regime cambial (de fixo para flutuante) e liberalização da taxa de juros. A oferta real de moeda, os gastos reais do governo, a taxa de juros internacional, o prêmio da taxa de câmbio (diferença entre a taxa de câmbio futura e atual) e a taxa de inflação doméstica apresentaram a causalidade de Granger sobre a taxa real de juros doméstica.

Garcia e Didier (2001) analisaram os determinantes da taxa de juros real brasileira após a abertura econômico-financeira¹⁰ e, a partir das condições de paridade de juros, verificaram a evolução do risco cambial e do risco-país. Segundo os autores, a taxa de juros pode ser decomposta como a soma dos seguintes componentes: taxa de juros internacional, depreciação cambial esperada, risco cambial e risco-país. Concluíram que os riscos (cambial e Brasil) são muito importantes em determinar a taxa de juros doméstica; e que estes riscos são altamente correlacionados, o que pode significar que, ao analisar seus determinantes e adotar políticas para afetá-los, a taxa de juros tende a reduzir significativamente.

Miranda e Muinhos (2003) estimaram a taxa de juros real de equilíbrio para o Brasil, América Latina e um agregado de países desenvolvidos e em desenvolvimento para o período de 1980 a 2002. Na amostra entre diversos países desenvolvidos e emergentes, a Argentina e o Brasil apresentaram as maiores taxas de juros reais médias de curto prazo: taxas anuais de 8 a 12% e 11 a 14%, respectivamente, e 4 a 5% para o México. Quando os autores utilizaram modelos de

¹⁰ Os autores consideraram maio de 1991 como uma data de referência para a abertura comercial e financeira.

crescimento de longo prazo (Ramsey), o resultado para os juros de equilíbrio situou-se entre 6,7 e 15,3%. Um fator importante destacado pelos autores refere-se à forte correlação (positiva) entre taxa de juros e risco-país entre 1994 e 2001.

Bacha, Holland e Gonçalves (2007) analisaram os fatores que afetam a taxa de juros real em vários países sob o escopo da literatura sobre dolarização financeira. Segundo essa teoria, a dolarização financeira pode ser entendida como sendo o uso de uma moeda externa forte como instrumento de crédito e reserva de valor. Quanto menor é a dolarização financeira de um país, maior será a taxa de juros real doméstica (para que os riscos sistêmicos e outros riscos desse país sejam remunerados). Os autores investigaram se fatores como risco sistêmico, restrição à dolarização, liberalização da conta de capital do Balanço de Pagamentos, variação e volatilidade da taxa de inflação, razão entre dívida pública e PIB, risco de *default* e variáveis de política econômica são importantes em explicar a taxa de juros real e, ainda se essas variáveis são a razão para as elevadas taxas de juros reais no Brasil. Utilizam um painel com 66 países e fazem um estudo de caso para o Brasil. Os autores concluem que a dolarização financeira é importante em explicar a taxa de juros real e todas as outras variáveis incluídas no modelo foram significativas. Um importante resultado se refere ao grau de investimento que apresentou impacto negativo relevante sobre a taxa de juros real. Para o caso brasileiro, os autores partem da hipótese de que o Brasil tem elevada taxa de juros real por possuir elevada volatilidade da taxa de inflação e baixa dolarização financeira. No entanto, especificamente para o caso brasileiro, o modelo não explica o fato da taxa de juros real ser elevada.

O quarto grupo de trabalhos estima equações conjuntas ou simultâneas de taxas de juros e de câmbio. Ahn (1994) ampliou o trabalho de Edwards e Khan (1985) ao incluir a análise da taxa de câmbio para uma pequena economia aberta. Ahn (1994) desenvolveu três modelos: para uma economia sem mobilidade de capital, para uma economia com total mobilidade de capital e um modelo geral (combinação dos dois primeiros). Estes modelos são aplicados ao estudo das economias de Cingapura e Coréia do Sul no período de 1979 a 1993. Segundo o autor, ao aumentar a oferta monetária reduz-se a taxa de juros (provocando uma saída de capital externo e depreciando a taxa de câmbio), o que elevará o nível de consumo e de investimento domésticos, aumentando o produto e as importações. Isso reduz o saldo em transações correntes. Quanto maior é o grau de mobilidade de capital, maior é o efeito real da política monetária. Os resultados mostram que o modelo sem mobilidade de capital se aplica à Coréia e que a taxa de juros é o

principal canal de política monetária que produz efeito sobre o produto real. As estimativas para Cingapura demonstraram que mudanças na oferta de moeda afetam a determinação tanto da taxa de juros quanto da taxa de câmbio, sendo consistente com o modelo com imperfeita mobilidade de capital. O autor conclui que, em uma pequena economia com mobilidade imperfeita de capital, a taxa de juros e a taxa de câmbio agem como importantes variáveis influenciadas pela de política monetária e que, por sua vez, afetam o produto.

Entre os trabalhos que estimaram equações estruturais para um conjunto de países, Fair (1986) analisou as variáveis determinantes das taxas de juros e de câmbio para 17 países. A taxa de juros de curto prazo foi definida como dependente das seguintes variáveis: taxa de inflação (defasada em um período), demanda agregada, posição da carteira líquida do país em relação ao resto do mundo (defasada em um e dois períodos), taxa de crescimento da oferta de moeda *per capita* (defasada em um período), a própria variável dependente defasada em um período, variáveis internacionais (taxa de juros de curto prazo e nível de preços). A taxa de câmbio é dependente dela própria (defasada em um período), da taxa de câmbio internacional (um país selecionado), da relação entre taxa de inflação interna e externa, e da relação entre a taxa de juros interna e externa. O autor realizou simulações (sobre as taxas de juros, a oferta de moeda, as importações e o nível de preços) para verificar os efeitos sobre as variáveis em questão (veja o quadro a seguir). Os resultados apresentaram problemas de colinearidade e correlação serial, mas foram considerados satisfatórios pelo autor.

Experimento	Efeito sobre a Taxa de Juros	Efeito sobre a Taxa de Câmbio
1) Redução da taxa de juros		Depreciação
2) Aumento da Oferta de moeda	Redução	Depreciação
3) Choque positivo de preços; taxa de juros inalterada		Depreciação
4) Choque positivo de preços; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação
5) Choque positivo de importações; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação

Quadro 1 – Efeitos esperados sobre a taxa de juros e a taxa de câmbio

Frankel et al. (2002) usou uma grande amostra de economias desenvolvidas e em desenvolvimento para descobrir se a escolha de um regime de taxa de câmbio afeta a sensibilidade da taxa de juros local em relação à taxa de juros internacional. Para tanto, os autores consideraram o período de 1975 a 1996. Em muitos casos, não se pode rejeitar a total transmissão da taxa de juros internacional no longo prazo sobre a taxa de juros doméstica, mesmo em países com regime

de câmbio flutuante¹¹. Somente países com o sistema industrial muito desenvolvido podem se beneficiar da independência da política monetária. Entretanto, os efeitos de curto prazo diferem entre os regimes. Estimativas dinâmicas mostraram que a taxa de juros de países com regimes cambiais mais flexíveis se ajustam mais vagarosamente a mudanças na taxa de juros internacional. Os autores destacaram três pontos: (1) durante a década de 1990, os países com todos os regimes cambiais exibiram alta sensibilidade da taxa de juros local em relação à internacional; (2) as estimativas dinâmicas para países individuais mostraram que regimes flexíveis aumentam a independência monetária no caso específico de que a velocidade de ajuste da taxa de juros doméstica no longo prazo é menor sob regime cambial flexível do que sob outros regimes; (3) as únicas exceções para esses resultados gerais foram a Alemanha e o Japão.

O quinto grupo de trabalhos estima conjuntamente os valores de variáveis econômicas, a partir de equações estruturais. Gonçalves (2001) apresentou um modelo composto por quatro equações estruturais que, em conjunto, determinam endogenamente a taxa de inflação, o câmbio nominal, o hiato do produto, e a taxa de juros real para uma dada regra de reação da autoridade monetária, realizando estimativas para o Brasil no período de agosto de 1994 a abril de 2000. Os resultados mostraram que os níveis dos juros reais são menos importantes para explicar a queda da atividade econômica do que se esperava. O autor concluiu que movimentos nas taxas de juros externas afetam as taxas de juros internas de mercado e o prêmio de risco soberano; e que um maior prêmio cobrado sobre os papéis brasileiros tende a depreciar a taxa de câmbio, o que deve elevar a taxa de inflação. Rejeita-se a hipótese de que mudanças na taxa de juros doméstica causam movimentos na taxa nominal de câmbio.

Minella (2003) examinou a política monetária e as relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, taxa de juros nominal e moeda no Brasil, comparando três períodos: o de ocorrência de inflação moderadamente crescente (1975 a 1985), o de ocorrência de alta inflação (1985 a 1994) e o de vigência de baixa inflação (1994 a 2000). O autor destaca as seguintes conclusões: choques na política monetária (sobre a taxa de juros SELIC) têm efeitos significativos sobre o produto; choques na política monetária não induzem à redução na taxa de

¹¹ Segundo o autor, sob regime de câmbio flexível, acreditava-se que um país pode responder a choques de recessão econômica (internacional, por exemplo) via política monetária expansionista e depreciação da taxa de câmbio. Isso estimula a demanda agregada doméstica e leva a economia ao nível desejado de produto e emprego mais rapidamente do que se tivesse sob um regime cambial fixo, mostrando certa independência da política monetária doméstica nesse caso. Além disso, sob taxa de câmbio fixa e livre mobilidade de capital, a taxa de juros doméstica não pode ser independente da taxa de juros internacional para manter o equilíbrio do Balanço de Pagamentos.

inflação nos primeiros períodos, mas há indicação de que eles aumentaram seu poder de afetar preços depois que o Plano Real foi implementado; a política monetária geralmente não responde rapidamente frente a choques na taxa de inflação e no produto; no período recente, choques no *spread* do EMBI¹², devido a crises financeiras externas, influenciam grandemente a taxa de juros; choques positivos na taxa de juros são acompanhados por declínio na quantidade de moeda em todos os três períodos; o grau de persistência inflacionária é significativamente menor no período recente.

O trabalho de Minella (2003) tem muitas interfaces com o objetivo da presente tese. Mas deve-se destacar que o autor se preocupou com a repercussão da política monetária (através de choques na taxa de juros) sobre as variáveis macroeconômicas. O que se pretende no presente trabalho é o inverso, ou seja, mostrar os principais determinantes da taxa de juros no Brasil, isto é, qual é a importância das variáveis macroeconômicas, algumas das quais definidas pela política monetária, na determinação do valor da taxa de juros.

O sexto grupo estuda a relação entre as taxas de juros interna, externa, risco de *default* e política monetária, relações estas que apresentam divergências entre os economistas. Bresser-Pereira e Nakano (2002) consideram que, ao se fixar altas taxas de juros internas, os investidores estrangeiros percebem um maior risco-país.

A taxa de juros interna contamina a externa. Esta contaminação se estende, ao nosso ver, às próprias classificações de risco feitas pelas agências. Se o governo brasileiro estabelece uma taxa de juros de curto prazo alta, deve ser mesmo um país arriscado (BRESSER-PEREIRA; NAKANO, 2002, p. 23).

Por outro lado, Gonçalves (2001) afirma que as taxas de juros externas causam tanto o prêmio de risco soberano¹³ como as taxas de juros internas de mercado. Já Loureiro e Barbosa (2004) afirmam que o prêmio de risco da dívida pública brasileira é afetado pela política fiscal (*superávit* primário) e pelo tamanho da dívida pública. Os autores afirmam que o prêmio de risco

¹² O *spread* do Emerging Market Bond Index - EMBI, divulgado pela empresa *JP Morgan*, é um índice calculado em pontos-base que mede a diferença entre a taxa de retorno fixa sobre os títulos indexados em dólar e a taxa de retorno dos títulos dos Estados Unidos com mesmo período de maturação, considerados sem risco.

¹³ Loureiro e Barbosa (2004) definem prêmio de risco como sendo a diferença entre o retorno sobre um ativo que possui um risco de *default* e o retorno de um ativo correspondente (de igual maturidade) que é livre de risco, usualmente os títulos do Tesouro Americano.

pode ser reduzido a partir de um ajuste fiscal sustentado, o que permite também o ajustamento sobre o estoque da dívida.

Leichsenring (2004) afirma que o risco soberano brasileiro pós-real é determinado por fatores macroeconômicos, principalmente por variáveis ligadas ao setor fiscal da economia (participação da dívida líquida consolidada do setor público no PIB - DLSP/PIB - e participação da dívida externa na DLSP) e pela taxa de juros interna (quanto mais elevada é a taxa de juros doméstica maior é o risco soberano). Pela análise da causalidade de Granger realizada pelo autor, destaca-se que a probabilidade de *default* é causada pela taxa de juros SELIC, pela taxa de câmbio, pela participação da dívida externa na DLSP e pelo *superávit* primário. As variáveis taxa de juros SELIC, dívida externa/DLSP e DLSP/PIB possuem causalidade de Granger sobre a taxa de câmbio. Também se pode dizer que a probabilidade esperada de *default* causa (no sentido de Granger) a taxa de juros SELIC, a taxa de câmbio, a DLSP e a participação da dívida externa no total da dívida. E, ainda, a taxa de câmbio possui causalidade de Granger sobre a taxa de juros SELIC. O autor concluiu também que um aumento na taxa de juros interna pode levar a uma desvalorização cambial quando esse aumento afeta o risco e, por essa razão, as expectativas dos agentes se ajustam.

As considerações apontadas por Leichsenring (2004) tornaram evidentes as relações empíricas entre as variáveis probabilidade de *default*, taxa de juros doméstica, taxa de câmbio e endividamento público, que serão utilizadas na análise da presente tese. Essas evidências foram encontradas também em Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004), analisadas a seguir.

Blanchard (2004) argumenta que, em uma economia aberta, um aumento na taxa de juros real pelo Banco Central torna a dívida interna do governo mais atrativa e leva à apreciação cambial. Se, no entanto, o aumento na taxa de juros real também aumentar a probabilidade de *default* sobre a dívida, o efeito pode ser o contrário, sendo os títulos do governo menos atrativos, levando a uma depreciação do câmbio real. Isso ocorre com maior frequência quanto maior é o nível inicial da dívida, quanto maior é a indexação da dívida em moeda externa e quanto maior é o prêmio de risco pago pelos títulos. Considerando a possibilidade de *default*, a depreciação real causada pelo aumento nos juros reais, em resposta à elevação da inflação, leva a um novo aumento da inflação. Nesse caso, a política fiscal, e não a monetária, é mais efetiva em controlar a inflação. A partir desses argumentos, o autor apresenta um modelo de interação entre taxa de juros, taxa de câmbio e probabilidade de *default* em uma economia com alto endividamento e

aversão ao risco, como o Brasil durante os anos de 2002 e 2003. O autor conclui que quando as condições fiscais forem adversas (alto endividamento, grande parte dos títulos da dívida indexados à moeda externa, alta aversão ao risco dos investidores), um aumento na taxa de juros levará mais provavelmente a uma depreciação cambial do que a uma apreciação, o que ocorreu no Brasil em 2002.

Nessa mesma linha de estudo, Favero e Giavazzi (2004) também destacam o papel da política fiscal para controlar a inflação. Os autores afirmam que o *spread* do EMBI descreve o sentimento do mercado em relação à probabilidade de *default* dos títulos da dívida pública de países emergentes. Todas as variáveis financeiras flutuam em paralelo com o *spread* do EMBI, principalmente a taxa de câmbio, cujo canal de transmissão é o fluxo de capitais. Segundo os autores, um aumento no risco-país em determinado mercado faz parar o fluxo de capitais para esse mercado e leva a uma depreciação da taxa de câmbio real. Isso cria uma necessidade de se gerar *superávits* comerciais para neutralizar os efeitos dessa redução do fluxo de capital líquido. Por outro lado, flutuações na taxa de câmbio induzem flutuações correspondentes na relação dívida/PIB.

Para os autores, entender o que determina o *spread* do EMBI, como ele responde às políticas monetárias e fiscais e a fatores internacionais, como ele interage com a taxa de câmbio e com a taxa de juros doméstica é o primeiro passo necessário para entender o desenvolvimento macroeconômico brasileiro.

Num regime de política fiscal que mantenha constante o nível de *superávit* primário, um choque financeiro internacional torna instável a relação dívida/PIB. Nessa situação, a economia cairá em um “mau equilíbrio”, onde a política monetária tem efeitos perversos. Nesse “mau equilíbrio”, o serviço da dívida pública de curto prazo aumenta quando a taxa SELIC aumenta. Se o *superávit* primário permanecer constante, o nível da dívida aumenta, assim como o *spread* do EMBI, que provoca um novo aumento na dívida, especialmente por causa da depreciação cambial. Esta eleva a expectativa da inflação. Isso induz o banco central a aumentar a SELIC novamente, o que aumenta o custo do serviço da dívida. E assim por diante.

Com isso, os autores concluem que, com o risco de *default*, a economia deve mover de um domínio monetário para um domínio fiscal. A presença desse risco reforça a possibilidade de aparecer um círculo vicioso, fazendo com que a restrição fiscal se torne mais rigorosa. O Brasil, durante o ano de 2002, deve ter caído em um equilíbrio perverso, onde a política fiscal

impediu a eficácia da política monetária. Uma mudança na regra fiscal (referente à meta de *superávit* primário do Governo Federal que passou de 2,80 para 3,15% do PIB¹⁴) foi suficiente para trazer a economia de volta às condições normais e rapidamente reduziu o *spread* do EMBI, estabilizando a taxa de câmbio e, através dessas variáveis, as expectativas de inflação, a própria taxa de inflação e a dinâmica da dívida pública.

Deve-se destacar também que o *overshooting* observado da taxa de câmbio entre os anos de incerteza econômica (principalmente em 2002) foi acompanhado de uma elevação ainda maior do risco-país (houve um “descolamento” entre essas variáveis). A correlação entre essas duas variáveis (taxa de câmbio e risco-país) e o diferencial entre elas devem ter afetado a política monetária adotada no período (com a elevação da taxa de juros).

Loureiro e Barbosa (2004) procuram identificar os determinantes do prêmio de risco da dívida pública brasileira negociada no mercado de títulos emergentes de 1996 a 2002. Para isso, utilizam um modelo de seleção de *portfólio*. Os autores concluem que um aumento do *superávit* primário que seja capaz de manter a relação dívida/PIB constante reduz o prêmio de risco; o grau de solvência externa influencia o prêmio de risco; o *superávit* primário e o tamanho da dívida pública afetam o prêmio de risco sobre os títulos do governo brasileiro. Apesar da conta corrente afetar o prêmio de risco, o efeito de variáveis fiscais são mais robustas estatisticamente e quantitativamente mais importantes. Ao invés de reduzir o prêmio de risco, um ajuste fiscal pode ser sustentado ao longo do tempo se permitir um ajuste no estoque da dívida.

Biage et al. (2006) analisam as inter-relações entre as variáveis risco-país (usando o EMBI), fluxos de capitais, dívida pública (relação dívida/PIB) e a taxa de juros SELIC no Brasil no período de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 e entre janeiro de 1999 a março de 2005. Utilizaram a metodologia Vetor Autorregressivo - VAR para cada período. Segundo os autores, para o primeiro período os resultados mostraram que o EMBI afeta quase todas as variáveis, mas é determinado por fatores exógenos; os fluxos de capitais voláteis afetam todas as variáveis; existe forte inter-relação entre os fluxos de capitais, o EMBI e a taxa SELIC; esta é influenciada mais fortemente pelo EMBI, pelos fluxos OIB (outros investimentos brasileiros – moeda e depósitos) e OIE (outros investimentos de estrangeiros – moeda e depósitos). A taxa de juros SELIC comportou-se de forma insensível aos fluxos de capitais e demonstrou um caráter fortemente exógeno, mas é importante em afetar as outras variáveis do sistema.

¹⁴ BACEN (2003).

O sétimo grupo estuda política monetária e metas de inflação. A maioria dos trabalhos afirma que a política de metas de inflação foi importante para reduzir a taxa de inflação média e, além disso, essa política é vista com maior credibilidade entre os agentes econômicos. Segundo Minela et al. (2003), a condução da política monetária deve construir credibilidade e reduzir os níveis da taxa de inflação e, simultaneamente, lidar com uma maior vulnerabilidade a choques. Wu (2004), no entanto, levanta a questão se a taxa de inflação é menor devido à política de metas de inflação ou devido à adoção de uma política monetária mais severa (que implica taxa de juros muito elevada). A maioria dos trabalhos se preocupa em estimar uma função de reação do Banco Central ou uma regra ótima para a taxa de juros e para a condução da política monetária.

Friedman (2000) analisa o papel da taxa de juros paga nos títulos públicos como principal instrumento de política monetária nos Estados Unidos. Segundo o autor, o primeiro papel potencial da taxa de juros nominal dos títulos públicos é o de ser um instrumento que o Banco Central usa para implementar sua política escolhida. A taxa deve ser fixada de acordo com a meta de inflação e o nível da atividade econômica não-financeira. O segundo papel potencial da taxa de juros dos títulos públicos no processo de política monetária é o de ser usada pelo governo como sinalizador para determinar o estoque de moeda, afetando, indiretamente, o produto e a inflação. O terceiro papel seria o banco central utilizar a taxa de juros como “variável informação”. Os problemas apontados pelo autor, em relação à utilização da taxa de juros dos títulos públicos como instrumento de política e de informação, referem-se às incertezas e defasagens. Se as flutuações da taxa de juros de longo prazo possuir informações sobre os movimentos futuros do produto e da inflação, então se deve ajustar a variável instrumental (a taxa de juros) sob essas informações. O autor conclui que, empiricamente, uma política monetária governada por regras não é, necessariamente, uma estratégia bem-sucedida de combate à inflação.

Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) apresentam um modelo básico que ajude na definição e implementação da política monetária na fase inicial do regime de metas de inflação no Brasil, entre 1994-1999. Para isso, estimam um modelo estrutural com quatro equações: uma equação do tipo IS; uma curva de Phillips; uma condição de paridade dos juros a descoberto; e uma equação que expressa as regras fixadas sobre a taxa de juros real e nominal (regra de Taylor). Os autores destacam que, para se implementar a política de metas de inflação no Brasil, é necessário considerar alguns pontos importantes: devem-se observar alguns elementos como o objetivo da política monetária, transparência, responsabilidade do Banco Central em se alcançar

as metas; o Banco Central deve ter claro os mecanismos de transmissão da política monetária e decidir quais canais são melhores para atingir tais objetivos.

Rodrigues Neto, Araújo e Moreira (2000) descrevem um modelo para a regra de política monetária que possibilite atingir a meta de inflação com uma perda mínima para a sociedade. No modelo descrito, se um regime de meta de inflação pura for adotado, é sempre possível fazer a inflação alcançar a meta entre dois períodos, exceto na ocorrência de choques.

Fachada (2001) faz uma análise descritiva sobre o regime de metas de inflação implementado no Brasil durante o período de 1999 a 2000. Destaca o papel da política fiscal como pré-requisito para o sucesso do regime de metas de inflação, principalmente a consolidação do *superávit* primário do setor público. No período analisado, o governo aumentou os impostos e cortou os gastos públicos, controlou o *overshooting* da taxa de câmbio (que pressionava a taxa de inflação) e adotou uma política monetária com o objetivo principal de reduzir a taxa de inflação e as expectativas de inflação, através da taxa de juros. O autor destaca também que o cenário externo foi a maior restrição para a autoridade monetária no período, particularmente durante o ano de 2000, como o choque do petróleo e as crises de confiança em importantes economias emergentes. Ele conclui que, de maneira geral, a implementação do regime de metas de inflação foi bem-sucedida em atingir seus objetivos.

Muinhos (2001) estuda o repasse da desvalorização cambial à inflação durante o período compreendido entre 1980 e 2002. Faz simulações a partir de um modelo simples de metas de inflação. Entre os resultados obtidos destaca-se o fato de o coeficiente de repasse ter situado em torno de 10%, indicando que há um baixo repasse proveniente da desvalorização cambial sobre a taxa de inflação, ao contrário do que se esperava e do que já havia sido estimado pela literatura para países do continente americano, inclusive para o Brasil (que alcançou cerca de 20%).

Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002) analisam os principais fatores que influenciam a conduta da política monetária no Brasil, principalmente o regime de metas de inflação, e sugerem outras medidas de política a serem implementadas a médio prazo. Destacam alguns pontos importantes a serem considerados na condução da política monetária: administração da dívida pública e operações de mercado aberto. Como objetivos principais na administração da dívida pública, os autores destacam: reduzir o prazo médio de maturidade dos títulos públicos; diminuir a participação de títulos indexados ao dólar; aumentar a participação de títulos de renda

fixa; favorecer o mercado secundário da dívida pública. Com as turbulências de 2001, o Tesouro Nacional – TN, optou por diminuir o prazo de maturidade da dívida e não aumentar títulos de renda fixa; o Banco Central aumentou a participação de títulos indexados ao dólar (32,8% em outubro de 2001) ao invés de conter o *overshooting* do câmbio. Os autores afirmam que o Brasil, assim como a maioria dos países que adotaram metas de inflação, usa a taxa de juros de *overnight* como balizadora da conduta da política monetária. O comitê escolhe uma meta para a taxa *overnight*-SELIC em suas reuniões periódicas, e sob as diretrizes do comitê o mercado aberto negocia ajustes de liquidez do mercado sobre uma base diária para manter a taxa de juros efetiva do *overnight* perto da meta. O Banco Central tem operado no mercado aberto através de acordos de recompra, usando, para isso, títulos dele mesmo e do Tesouro Nacional. Numa base diária, o Banco Central prevê as necessidades de liquidez do mercado e faz leilões informais buscando balancear a liquidez. Segundo os autores, um aspecto fundamental para a política monetária é a autonomia do Banco Central com termos fixados pelo Conselho de Diretores. A política deve ser direcionada para: fortalecer o setor financeiro; melhorar a supervisão e regulação do setor financeiro; reestruturação do sistema de pagamentos para reduzir o risco sistêmico (realizado em abril de 2002).

Minella et al. (2003) fazem uma análise do regime de metas de inflação em relação à sua credibilidade e à volatilidade do mercado cambial. Os autores estimaram uma função de reação do Banco Central que relaciona a taxa de juros a desvios nas expectativas de inflação em relação à meta. Destacaram as seguintes conclusões: o regime de metas de inflação tem sido um importante coordenador das expectativas do mercado; o Banco Central tem reagido fortemente às expectativas de inflação, conduzindo a política monetária numa base de longo prazo e respondendo a pressões inflacionárias; o grau de persistência inflacionária tem sido reduzido; a transmissão da (variação) taxa de câmbio sobre preços monitorados é duas vezes maior que sobre os preços de mercado. Mesmo com a crise de confiança no final de 2002, o sistema de metas de inflação conseguiu suportar a crise, deixando a taxa de câmbio nominal se ajustar e a taxa de juros aumentar para evitar aumentos persistentes da inflação.

Almeida et al. (2003) estimaram uma regra ótima para a taxa de juros em uma economia aberta como o Brasil, entre 1994 e 2001, que atenda aos objetivos do regime de metas de inflação. Para isso, partem de três equações: IS (demanda agregada), AS (oferta agregada) ou curva de Phillips e a equação da política adotada (nessa equação os autores incluíram a variação

na taxa de câmbio para captar a influência do setor externo sobre a política monetária). Os resultados mostraram que o *gap* do produto corrente pode ser explicado pelo *gap* do produto defasado e pela taxa de juros defasada. A inflação corrente é explicada pelo *gap* do produto e inflação, ambos defasados. Os autores concluem que o Banco Central do Brasil tem aumentado a taxa de juros em maior magnitude do que os países em desenvolvimento para combater a inflação; o custo de se reduzir a inflação em uma economia aberta parece ser menor, favorecendo a liberalização comercial.

Fraga, Goldfajn e Minella (2003) avaliaram o regime de metas de inflação em economias emergentes. Segundo os autores, um dos principais problemas que esses países encontram é construir credibilidade para a política adotada, principalmente devido ao fato de que eles encontram maior volatilidade da inflação, do produto e das taxas de juros frente a possíveis choques que venham a afetar essas economias. Para que o regime de metas de inflação possa ter sucesso são necessários: regime fiscal rígido; regulação e supervisão do sistema financeiro; possíveis intervenções no mercado cambial para evitar pressões inflacionárias. Para lidar com esse ambiente mais volátil, recomendam-se: maiores níveis de comunicação e transparência; desvios da meta devem ser tratados como um dispositivo de comunicação; uma metodologia para calcular o caminho de convergência seguindo um choque (metas ajustadas); uma estrutura de monitoramento para um regime de metas de inflação que esteja sob um programa do FMI.

Wu (2004) fez um trabalho interessante para verificar se a adoção da política de metas de inflação é realmente eficaz em reduzir a taxa de inflação. O autor coloca em discussão o fato de se a taxa de inflação pode ter sido reduzida devido a maiores taxas de juros e não por causa da implementação do regime de metas de inflação. Ele analisa o período entre 1985 e 2002 em 22 países industrializados da OECD, utilizando 12 países que não adotaram o regime de metas de inflação como um grupo-controle para avaliar se este regime é realmente eficaz em reduzir a taxa de inflação nos outros países que o adotaram. Os resultados apresentados pelo autor mostraram que a taxa de inflação é menor em países que adotaram o regime de metas de inflação e que, apesar do controle sobre a taxa de juros, os países apresentaram um efeito causal entre a redução da taxa de inflação e a adoção do regime de metas de inflação. No entanto, deve-se destacar que essa análise não foi feita para o Brasil ou em países em desenvolvimento, o que deve ser interessante, dadas as elevadas taxas de juros implementadas no país para combater a taxa de inflação.

O oitavo grupo refere-se a trabalhos que estimaram a oferta e/ou demanda de moeda para o Brasil. Acreditava-se que o ambiente hiperinflacionário era causado por distorções no mercado monetário, principalmente do lado da demanda de moeda. A partir disso, os autores procuraram estimar diferentes formas funcionais para a demanda por moeda, as elasticidades-renda da demanda por moeda, elasticidade-demanda com relação à inflação e elasticidade-juros da demanda por moeda. Do lado da oferta de moeda, a principal preocupação dos autores foi identificar o grau de endogeneidade ou exogeneidade da oferta de moeda e, com isso, analisar a eficácia da política monetária.

Finalmente, o nono grupo¹⁵ analisa o papel do crédito na economia e os efeitos da política monetária sobre o racionamento de crédito, teoria esta desenvolvida por Joseph Stiglitz. Stiglitz e Greenwald (2004) afirmam que as instituições financeiras são cruciais na determinação do comportamento da economia e deve-se levar em conta a análise das imperfeições informacionais. A rápida mudança nos aspectos institucionais não é captada pelos modelos tradicionais expostos acima, sendo insuficientes para se avaliar os efeitos dessas mudanças sobre a política monetária. Os autores criticam as hipóteses consideradas nos modelos tradicionais, como a existência de mercados de capitais perfeitos e informação perfeita. Com as recentes inovações tecnológicas, segundo os autores, a maioria das transações não exige moeda, mas podem ser efetivadas a partir do crédito¹⁶. Isso faz com que os efeitos da política monetária analisados de acordo com os modelos tradicionais não sejam suficientes para atingir seus objetivos ao serem consideradas as imperfeições no mercado monetário-financeiro.

Seguindo o pensamento dos autores acima explicitados, problemas de informação (que podem proporcionar seleção adversa e risco moral) geram racionamento de crédito¹⁷. Este afeta a quantidade de crédito disponível no mercado, além da taxa de juros cobrada pelo setor bancário-financeiro (tanto a taxa de juros nominal quanto a real) e também implica em mudanças nos riscos enfrentados tanto pelo tomador de empréstimos quanto para o credor. As decisões tomadas pelo setor bancário-financeiro relacionadas ao fornecimento de crédito afetam a atividade econômica e são relevantes para os efeitos da política monetária.

¹⁵ Este grupo não se encontra no Anexo A (quadro-resumo) por ter como interesse apresentar uma síntese da idéia básica do livro Stiglitz e Greenwald (2004), feita neste capítulo.

¹⁶ O crédito aqui se refere à sua utilização como base de troca, “substituto” da moeda.

¹⁷ Segundo essa teoria, ocorre racionamento de crédito se a taxa de juros de equilíbrio entre a oferta e demanda por empréstimos no mercado for maior que a taxa de juros que maximiza o retorno esperado dos bancos.

Pode-se concluir, a partir da análise acima, que o crédito pode ser considerado como substituto da moeda (ou quase-moeda) e gerado pelo setor bancário-financeiro. No entanto, diferentemente dos modelos tradicionais, como o Keynesiano e o clássico, a moeda como meio de troca deve ser considerada não mais como exógena, mas sim como endógena (como também acreditam os pós-keynesianos). Ou seja, ela é determinada também pelo mercado monetário-financeiro e não exclusivamente pelas autoridades monetárias. Isso faz uma grande diferença quando se analisam os impactos das políticas econômicas adotadas e deixa explícita a importância dos aspectos microeconômicos, especificamente do setor bancário-financeiro (fornecedor de crédito). O desafio empírico aqui é encontrar agregados monetários que incorporem as operações de crédito, o que na prática não existe.

A exposição dos nove grupos de trabalho destaca que a equação de Fisher não se aplica universalmente à medida que as economias, inclusive a brasileira, passem por diferentes cenários. No caso brasileiro, a taxa de juros nominal tem sido afetada pelo grau de abertura econômico-financeira, pelo regime cambial vigente, pelo regime monetário adotado (como o de metas de inflação), pelos objetivos da política econômica do governo e pelas expectativas dos agentes econômicos quanto ao risco de *default* da dívida brasileira. O próximo capítulo apresenta um relato sobre as políticas monetária e cambial adotadas no Brasil durante o período de análise da presente tese.

3 POLÍTICAS ECONÔMICAS, MERCADO FINANCEIRO E TAXAS DE JUROS NO BRASIL

Este capítulo apresenta, inicialmente (item 3.1), uma análise descritiva da evolução das políticas econômicas, em especial a monetária e cambial, adotadas no Brasil de 1985 a 2006, ressaltando as grandes mudanças (“quebras de comportamento”) dessas políticas ao longo do tempo. O item 3.2 apresenta uma rápida argumentação sobre a razão de existir na economia diferentes taxas de juros e quais são as mais importantes no Brasil e qual será considerada nos próximos capítulos.

3.1 Políticas econômicas adotadas entre 1985 e 2006 no Brasil

A política econômica do governo federal, a partir de 1985, voltou-se fortemente ao combate à aceleração da taxa de inflação, considerada como inercial até 1994¹⁸. A Figura 1 mostra a evolução da taxa de inflação mensal desde 1980.

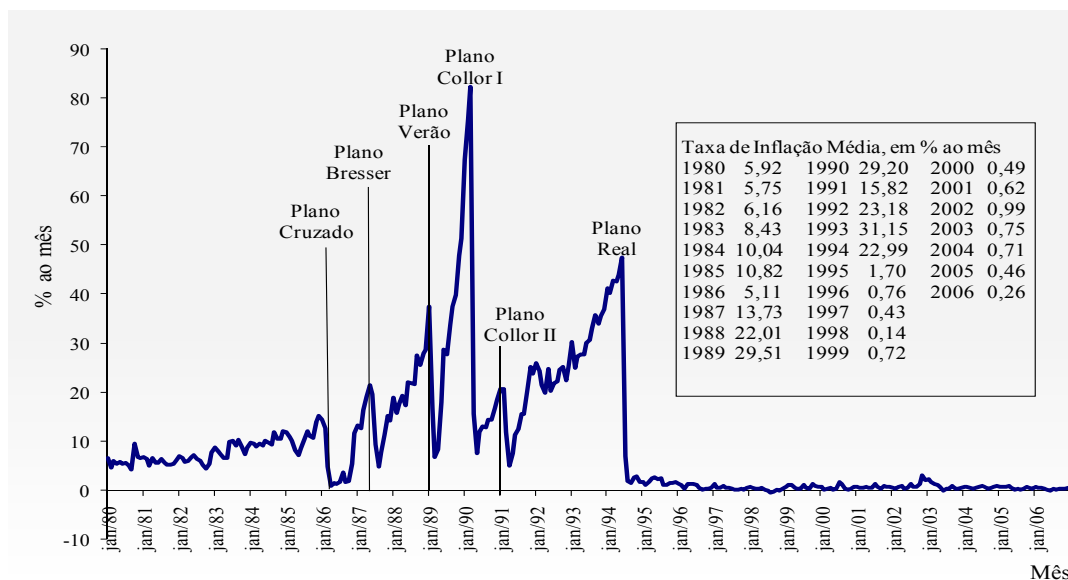


Figura 1 – Taxa de crescimento do Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA em % ao mês – janeiro de 1980 a dezembro de 2006

Fonte: Elaborado pela autora a partir de Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA (2007)

¹⁸ “Quando a inflação tende a se manter permanentemente no mesmo patamar, sem aceleração inflacionária, e quando essa inflação estagnada decorre de mecanismo de indexação, diz-se que há uma inflação inercial” (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JÚNIOR, 2002, p. 116). Esse conceito foi desenvolvido no Brasil para caracterizar o processo inflacionário a partir de 1970.

Cinco planos econômicos foram instituídos, na segunda metade dos anos 80 e no começo dos anos 90, visando eliminar as altas taxas de inflação: Plano Cruzado (fevereiro de 1986), Plano Bresser (junho de 1987), Plano Verão (janeiro de 1989), Plano Collor I (março de 1990) e Plano Collor II (fevereiro de 1991). Esses planos heterodoxos baseavam-se, de maneira geral, no congelamento de preços (principalmente) e em medidas visando o equilíbrio fiscal.

Após a implantação de cada plano, a inflação reduziu-se apenas por um curto período de tempo, voltando a se acelerar. Somente após a implantação do Plano Real (em julho de 1994) que se conseguiu estabilizar a taxa de inflação em níveis baixos.

Durante o Plano Cruzado, a taxa de câmbio (na época favorável às exportações) foi congelada. Apesar de se querer combater a inflação, a política monetária foi expansionista, apesar do congelamento da “conta movimento” do Banco do Brasil, que permitia esse banco criar moeda via uma linha aberta de desconto do Banco Central (BAER, 2002, p. 171). Por meio de operações com títulos públicos, o governo expandiu consideravelmente a oferta de moeda. Entre fevereiro e março de 1986, por exemplo, os meios de pagamento (M1) cresceram 80%, reduzindo o ritmo de expansão nos meses seguintes. Já a base monetária aumentou 36% entre fevereiro e março de 1986 e 35% entre março e abril do mesmo ano (IPEA, 2007) devido, em parte, aos aflusos de reservas internacionais (BAER, 2002, p. 182). Com isso, a taxa de juros básica da economia (taxa SELIC¹⁹) estava baixa e a demanda agregada aumentou, assim como a taxa de inflação, marcando o fracasso do Plano Cruzado no final do ano de 1986. A Figura 2 mostra a variação dos meios de pagamento (M1) e a evolução da taxa de juros SELIC efetiva.

¹⁹ A taxa de juros Sistema Especial de Liquidação e Custódia - SELIC é a média dos juros pagos pelos títulos da dívida pública brasileira de curto, médio e longo prazos emitidos pelo Tesouro Nacional ou pelo Banco Central. A partir do regime de metas de inflação (junho de 1999), a taxa SELIC é utilizada como principal balizadora da política monetária.

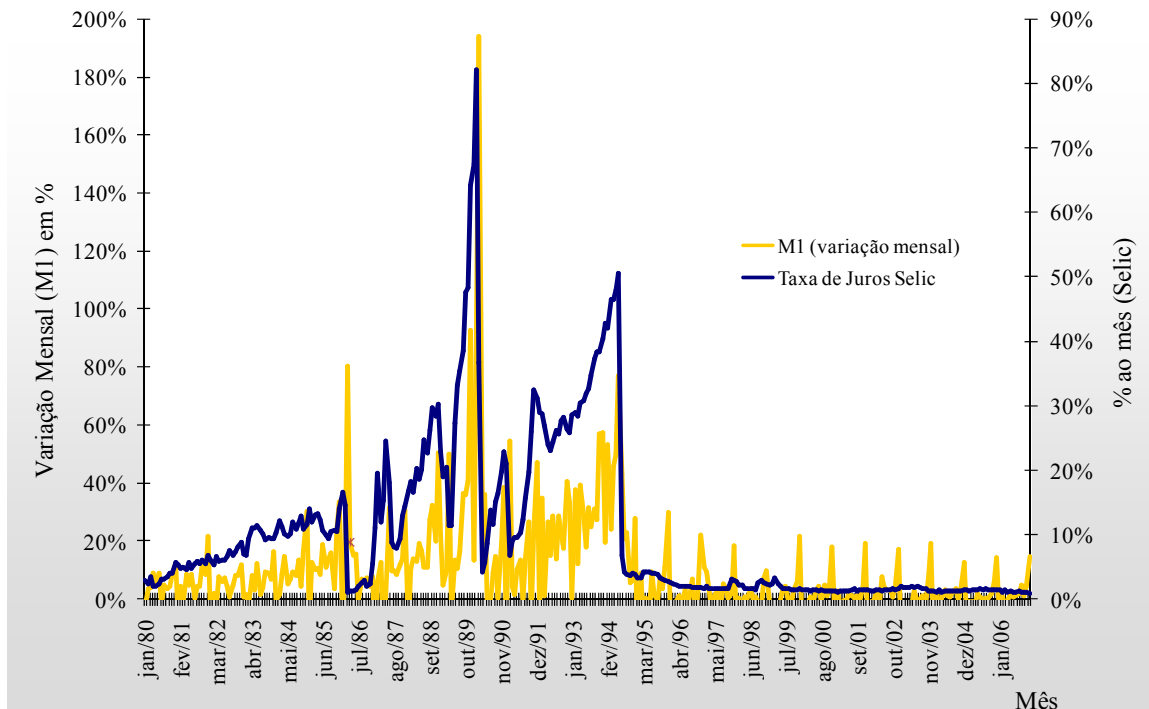


Figura 2 – Taxa de crescimento mensal do M1 e taxa de juros SELIC (% ao mês) – janeiro de 1980 a dezembro de 2006

Fonte: Elaborado pela autora a partir de IPEA (2007)

Em 2 de novembro de 1986 foi lançado o Plano Cruzado II (ou Cruzadinho, como também foi chamado) por Dilson Funaro, então Ministro da Fazenda, com o objetivo de conter a demanda agregada. O governo aumentou tarifas públicas afetando os preços de alguns produtos (combustíveis, açúcar e automóveis). O crescente *déficit* público e o efeito inverso ao desejado sobre a demanda agregada, no entanto, foram responsáveis pelo fracasso desse plano. Além disso, em fevereiro de 1987 foi decretada a moratória do pagamento dos juros da dívida externa. Com o retorno da inflação, os salários reais perderam poder de compra, o que reduziu a demanda agregada.

Em junho de 1987 lançou-se o Plano Bresser pelo ministro Luis Carlos Bresser Pereira, baseado em um choque heterodoxo (congelamento de preços e salários por 90 dias); políticas monetária e fiscal rigorosas para reduzir o *déficit* público e a demanda agregada (os juros reais foram elevados); desvalorização da taxa de câmbio em 9,5% e foi readotada a política de minidesvalorizações.

Após o insucesso do plano anterior, o Plano Verão foi implementado em 15 de janeiro de 1989, com um novo choque heterodoxo e uma nova reforma monetária. A diferença em relação aos planos anteriores refere-se à extinção da correção monetária, continuando com uma política monetária restritiva (a taxa de juros manteve-se elevada principalmente para conter a fuga dos investidores de ativos financeiros). O câmbio foi desvalorizado em mais de 16% e congelado, sendo o dólar equivalente a um cruzado novo (esta era a nova moeda adotada após a reforma monetária). A elevada taxa de juros fez aumentar o estoque da dívida. Em junho de 1989 houve a volta da correção monetária devido à escalada do processo inflacionário, fracassando novamente o plano econômico.

O debate econômico, na segunda metade da década de 80, ressaltava que o principal fator para se alcançar a estabilização de preços no Brasil era controlar o *déficit* público e estabelecer o controle monetário. No entanto, entre 1987 e 1989, não se chegou a implantar um ajuste fiscal, mas sim houve o crescimento da dívida interna (BAER, 2002, p. 197).

Os anos de 1980 foram marcados, de modo geral, pela perda de credibilidade na política econômica do governo, principalmente pelo fato dos títulos da dívida pública terem apresentado rendimentos reais negativos devido à inflação elevada nesse período.

Não obstante, o setor financeiro foi o maior favorecido com o aumento da taxa de inflação, auferindo grandes ganhos e expressiva taxa de crescimento. A participação desse setor no PIB em 1989 alcançou 19%.

Com o objetivo de controlar a hiperinflação, o aumento do *déficit* fiscal do governo, a especulação sobre ativos de risco e sobre aplicações de curtíssimo prazo, o Plano Collor I foi introduzido em março de 1990. Suas principais medidas foram²⁰:

- Bloqueou ativos financeiros, impondo limites para a movimentação financeira e, assim, reduziu a quantidade de moeda em circulação na economia brasileira (esta medida foi popularmente conhecida como “confisco de poupança”);
- Suspendeu o pagamento de juros e demais encargos incidentes sobre depósitos registrados em moeda estrangeira; determinou, compulsoriamente, o alongamento do prazo médio dos papéis do governo, além de promover substancial redução nos encargos financeiros correspondentes;

²⁰ Baseado em Baer (2002), Gremaud, Vasconcellos e Toneto Júnior (2002).

- Proibição de reajustes de preços sem autorização do governo; reforma monetária e introdução de nova moeda (de cruzado novo para cruzeiro);
- Controle sobre reajustes salariais e estabeleceu a livre fixação das taxas de câmbio de compra e venda entre as partes interessadas, nas operações prontas e futuras realizadas junto a estabelecimentos autorizados a operar em câmbio;
- Aumentou as alíquotas existentes sobre as transações financeiras, além de criar novas alíquotas (como o Imposto sobre Operações Financeiras – IOF);
- Cancelou a exigência de depósito no Banco Central das operações de câmbio celebradas para pagamento de importações;
- Foi criada a possibilidade de o Banco Central atuar como agente comprador e vendedor de moedas, no mercado de taxas livres.

No final do ano de 1990, no entanto, a taxa de inflação mensal aumentou e ficou em alto patamar, o que levou ao Plano Collor II, em fevereiro de 1991. O novo plano tinha os mesmos objetivos do anterior, com enfoque sobre o ajuste das contas públicas, desindexação da economia e, diferente dos planos anteriores, aceleração do processo de abertura econômica com a redução de alíquotas de impostos sobre importações.

No final da década de 1980 e no início da década de 1990, o Brasil passou por um processo de *estagflação*, ou seja, estagnação econômica com taxa de inflação elevada, além de grande instabilidade econômica. Entre os anos de 1990 e 1993, a taxa média de inflação foi de 1423% ao ano, enquanto que o crescimento econômico médio desse período foi de apenas 0,27% a.a., indicando um processo de grande instabilidade de preços e estagnação econômica (IPEA, 2007).

É nesse cenário que o Plano Real foi introduzido, com o objetivo principal de combater a hiperinflação²¹. Antes de este plano ser criado, no entanto, o então ministro da fazenda, Fernando Henrique Cardoso, implantou o chamado “Plano de Ação Imediata” - PAI.

A proposta do governo foi implementar gradualmente um programa de estabilização, com o objetivo principal de realizar um ajuste fiscal e criar um sistema de indexação que levaria

²¹ Entende-se por hiperinflação uma situação de grande aumento contínuo e generalizado de todos os preços de bens e serviços de uma economia. Nessa situação, os agentes econômicos procuram não reter moeda nem por um curtíssimo período de tempo para não perder poder de compra. Essa situação ocorreu no Brasil principalmente no final da década de 1980 e início da década de 1990, antes do Plano Real.

progressivamente a uma nova moeda. Esse indexador foi chamado de Unidade Real de Valor - URV. Segundo Filgueiras (2003), a URV funcionou como um indexador geral de preços e contratos e seu valor em cruzeiros reais variavam de acordo com três outros índices: Índice Geral de Preços do Mercado da Fundação Getulio Vargas - IGP-M/FGV, Índice de Preços ao Consumidor Amplo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IPCA/IBGE e Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - IPC/FIPE. A escolha de tais índices deveu-se ao fato destes aproximarem a evolução da URV à evolução em curso do dólar.

Em 1^o de julho de 1994 substituiu-se o cruzeiro real pelo Real, a nova moeda brasileira. As principais medidas adotadas a partir de então foram:

- Ajuste fiscal: com corte nos gastos públicos; aumento na arrecadação de impostos (apesar da redução da alíquota do IOF); ampliação e aceleração do Programa Nacional de Desestatização - PND, com o objetivo de equacionar os desequilíbrios financeiros do setor público;
- Regime de bandas cambiais (a partir de março de 1995): para sustentar a estabilidade monetária (câmbio sobrevalorizado), o governo manteve as taxas de juros elevadas para atrair capital externo ao país e, assim, controlar a taxa de câmbio;
- Liberalização comercial (continuação dos governos anteriores): entre 1990 e 1994 as tarifas médias sobre produtos importados caíram de 32,2% para 14,2% (GREMAUD; VASCONCELLOS; TONETO JÚNIOR, 2002) e consolidação do Mercosul.

Juntamente com a criação da nova moeda, o governo brasileiro estabeleceu limites ao crescimento da base monetária no início do Plano Real, entre julho de 1994 e março de 1995 (AMANN, 2002, p. 222), acompanhado por elevadas taxas de juros com o objetivo de reduzir a taxa de inflação. A Figura 3 mostra a evolução da base monetária (conceito restrito), em valores nominais, após a implementação do Plano Real. Há, sem dúvida, contenção da liquidez do final de 1994 até meados de 1995.

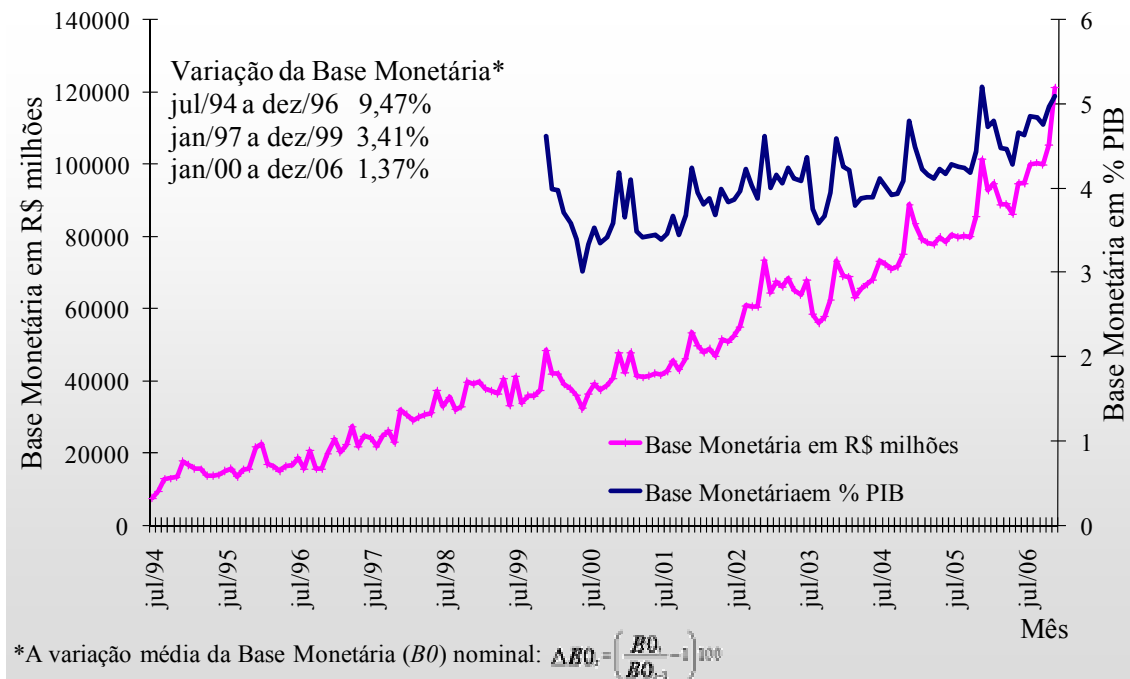


Figura 3 – Base Monetária em R\$ milhões e em % PIB – julho de 1994 a dezembro de 2006

Fonte: Elaborado pela autora a partir de IPEA (2007)

Amann (2002, p. 220) faz uma análise da política monetária adotada:

(...) o governo adotou uma política monetária restritiva que consistia em empréstimos de curto prazo para financiar exportações, um depósito compulsório no valor de 100% sobre os depósitos à vista (*adicional*) e um limite da expansão da base monetária de R\$ 9,5 bilhões até o final de março de 1995. Para o trimestre de julho-setembro de 1994, a expansão foi limitada em R\$ 7,5 bilhões. Em agosto de 1994, contudo, o governo foi obrigado a rever esse número, admitindo um aumento de R\$ 9 bilhões em setembro, causando algum impacto nas expectativas inflacionárias, embora a maior parte do aumento do valor da planejada expansão possa ser atribuído ao crescimento da demanda por dinheiro.

Essa revisão do limite da expansão da base monetária citada pelo autor acima se deve, em parte, ao aumento excessivo no consumo observado no início do Plano Real. Do segundo trimestre de 1994 ao segundo trimestre de 1995, por exemplo, o consumo aumentou 16,3% (AMANN, 2002, p. 224).

A política monetária restritiva pode ser observada também a partir da razão entre os depósitos compulsórios das instituições financeiras nas Autoridades Monetárias e os depósitos à

vista nos bancos comerciais (razão esta conhecida como R3). O Banco Central tem alterado, ao longo do tempo, o valor do R3, cobrado sobre o Valor Sujeito a Recolhimento - VSR, e o instituindo sobre depósitos a prazo, como pode ser visto na Figura 4.

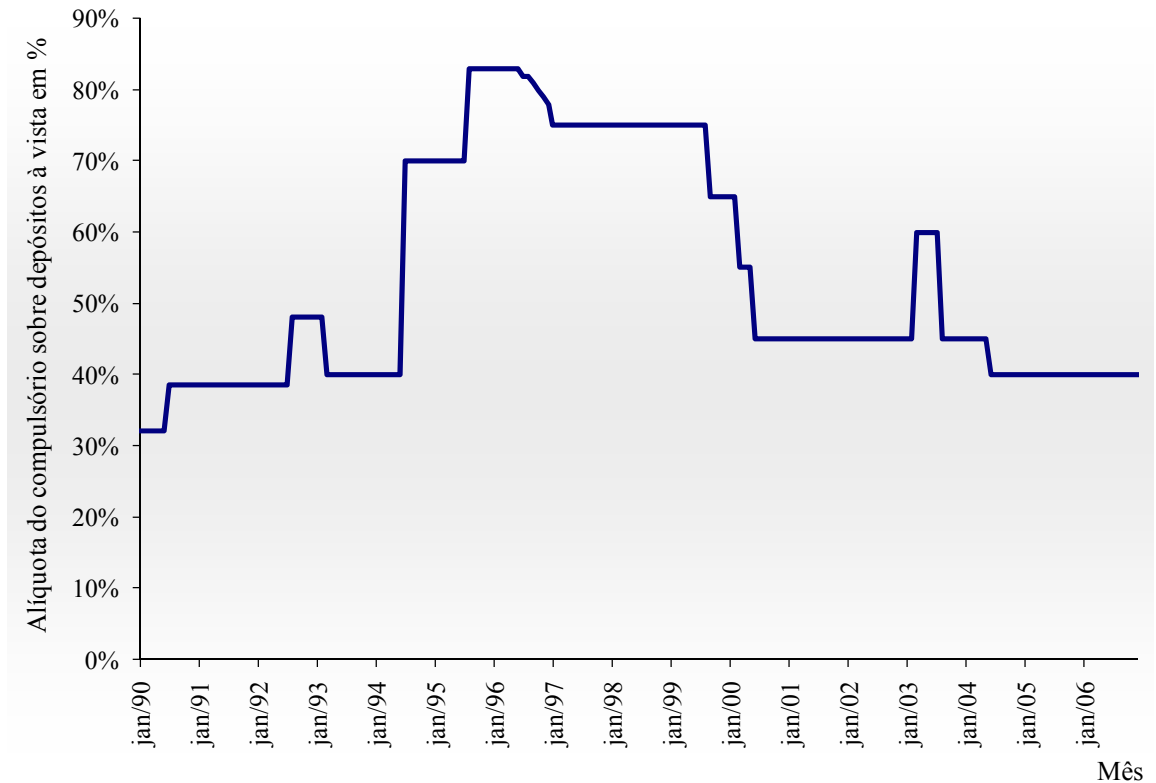


Figura 4 – Média mensal da alíquota do compulsório (em % sobre os depósitos à vista)

Fonte: Elaborado a partir de BACEN (2007)

De acordo com Fachada (2001), o Plano Real foi também baseado em reformas estruturais, incluindo intensificação no processo de liberalização do comércio, via redução de tarifas e eliminação de barreiras quantitativas às importações; liberalização da conta capital; privatização de empresas públicas em vários setores como siderurgia, petroquímico, minerais, fertilizantes e transportes; e reestruturação do setor financeiro, com a introdução de novas normas de supervisão, fechando as instituições insolúveis e privatizando bancos estatais, em especial os estaduais.

Algumas dessas medidas antecederam a criação do Plano Real e continuaram no restante da década. Alguns autores referem-se à década de 1990 como a “década de reformas orientadas para o mercado” (PINHEIRO; GIAMBIAGI; MOREIRA, 2001, p. 7). Essa década foi

marcada pela intensificação do processo de liberalização comercial; incentivo à competitividade, produtividade (através da concessão de crédito pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social - BNDES) e desregulamentação; programa de privatizações de 1991 a 1998 (via implementação do Programa Nacional de Desestatização - PND); retomada dos fluxos de capitais, principalmente dos investimentos estrangeiros diretos.

De fato, com as medidas adotadas pelo Plano Real, conseguiu-se reduzir substancialmente e de imediato a taxa de inflação e, nos primeiros quatro anos após o plano, aumentar o nível de atividade econômica. Entre 1995 e 1998 a taxa média de inflação foi de 9,71% ao ano (entre agosto de 1994 a dezembro de 1998 a taxa média foi de 0,88% ao mês) e a taxa média de crescimento do PIB de 2,5% a.a. (IPEA, 2007).

A política cambial foi um dos principais pilares do Plano Real, sendo a taxa de câmbio utilizada como âncora nominal para controlar a inflação e a taxa de juros (real e nominal) foi mantida elevada para atrair fluxos de capitais externos, já que com o câmbio sobrevalorizado a Balança Comercial permaneceu *deficitária* entre 1995 e 2000. Nos primeiros três meses desse plano, no entanto, as autoridades monetárias tentaram manter uma política monetária restritiva combinada com regime cambial flexível (SOUZA, 1999). Porém, após uma queda na cotação do câmbio implantou-se em março de 1995 o regime de bandas cambiais, que determinava um limite superior e inferior para a taxa de câmbio. A partir do final de 1994 e meados de 1995, no entanto, o Brasil sofreu choques externos (como a crise Mexicana) com impacto expressivo sobre os fluxos de capitais internacionais, que sustentavam a sobrevalorização cambial. Com isso, segundo Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), o Banco Central introduziu, na prática, desvalorizações mensais de 0,6% (ou 7,5% ao ano) durante o regime de bandas cambiais para tentar incentivar influxos de capitais de curto prazo (pois essa desvalorização estava abaixo do diferencial de juros ajustado ao prêmio de risco). Entretanto, outros choques afetaram a economia brasileira (crise da Rússia em 1997, dos países do leste da Ásia em 1998), sendo insustentável manter o regime vigente de câmbio. Para se ter uma idéia, em outubro de 1997 a taxa de juros básica da economia (taxa SELIC) atingiu 43,4% a.a. e só retornou ao patamar inicial pré-crise no final de 1998. Além do aperto monetário o governo cortou gastos públicos, mas mesmo assim a dívida pública cresceu bruscamente após a introdução do Plano Real. Em janeiro de 1999 implantou-se o regime cambial com flutuação suja e a taxa de câmbio sofreu forte desvalorização. Isso teve impacto sobre os

preços dos produtos transacionáveis, pressionando as expectativas de inflação ao consumidor. Pode-se considerar esse episódio como crucial para o Plano Real, marcando seu final.

Após esse período de sérias turbulências era necessário aumentar a credibilidade no sistema econômico. Isso fez com que o governo adotasse medidas como a reforma fiscal, aumentando impostos e reduzindo gastos públicos, o que fez o *superávit* primário atingir 4,1% do PIB no primeiro trimestre de 1999. O Comitê de Política Monetária – COPOM do Banco Central do Brasil aumentou o alvo para a taxa de juros básica da economia de 39% para 45% ao ano, principalmente para conter a elevação dos preços. Além disso, aumentou o requerimento de reservas de 20% para 30% dos depósitos totais (depósitos à vista e a prazo). Para corrigir o *overshooting* da taxa de câmbio (ocorrida já em janeiro de 1999), o governo reduziu a taxa sobre operações financeiras (a alíquota do IOF sobre o ingresso de capital estrangeiro direcionado para fundos de renda fixa foi reduzida de 2% para 0,5% em 17 de março de 1999) (BACEN, 2007) e extinguiu o imposto de renda dos fundos de renda fixa de capital externo. Com isso, a taxa de câmbio (em relação ao dólar) reduziu de R\$ 2,20 em março de 1999 para R\$ 1,66 no final de abril do mesmo ano. As expectativas de inflação também reduziram rapidamente (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000), bem como o risco país. Esses fenômenos podem ser examinados na Figura 5 que mostra a evolução da taxa de câmbio efetiva real (índice INPC das exportações com base 100 para a média do ano 2000) e do risco-país, expresso pelo *spread* do C-Bond²². Observe a situação entre as duas primeiras barras verticais.

²² O *spread* do C-Bond refere-se à diferença (em pontos-base) da remuneração paga pelo título brasileiro em relação ao título do Tesouro dos Estados Unidos de igual maturação. O título C-Bond (*Capitalization Bond*) foi criado durante o Plano Brady em 1994 com vencimento em abril de 2014 e foi o título da dívida externa brasileira mais negociado no mercado internacional até 2005. A partir de 2004 o governo brasileiro iniciou a substituição desses títulos por outros de maturidade mais longa (caso do A-Bond com vencimento em 2018) e também por títulos da dívida interna (NTN-A6). Como o C-Bond foi extinto em 15 de outubro de 2005 foi utilizado o título Global 40 a partir de então para essa análise.

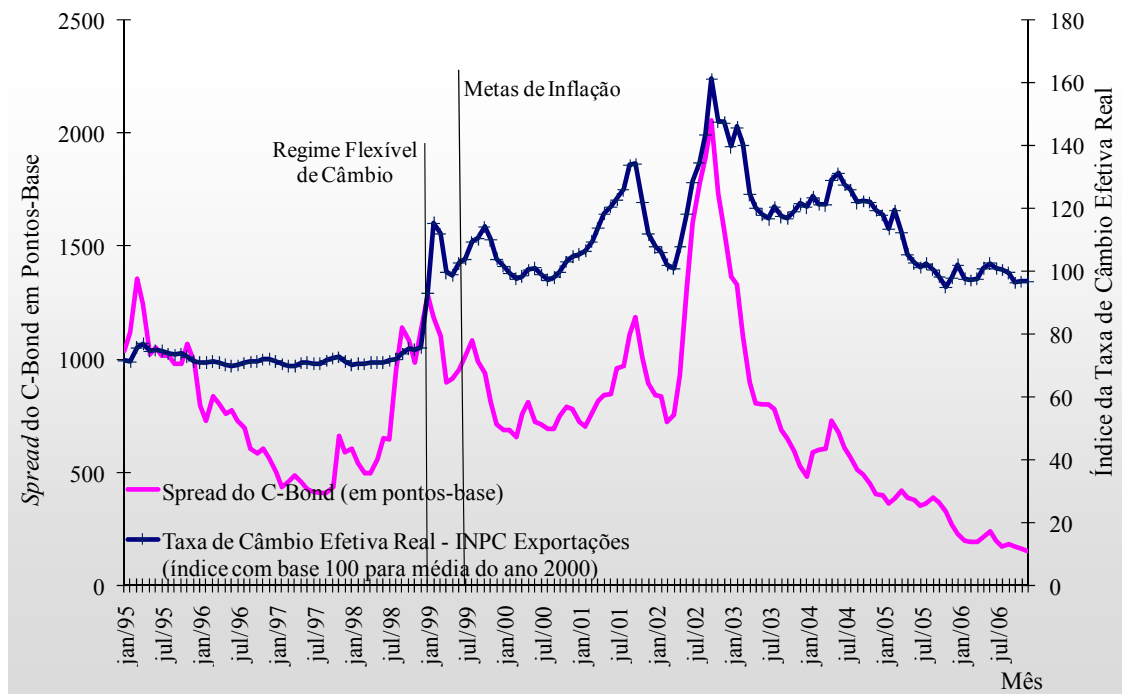


Figura 5 – Taxa de câmbio efetiva real e risco-país – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: Elaborado a partir de IPEA (2007)

Em 21 de junho de 1999, o governo adotou a política de metas de inflação, que utiliza a taxa de juros como principal balizador de política econômica para controlar o nível de preços. A âncora nominal, a partir de então, passou a ser a taxa de juros básica da economia (a taxa SELIC), que é sinalizada periodicamente pelo COPOM. De acordo com Costa (1999, p. 147-148):

Sinalizar a política monetária significa comunicar ao sistema financeiro as intenções do Banco Central quanto ao nível desejado para a taxa de juros básica de modo a guiar as expectativas do mercado e, como consequência, a estrutura de taxas de juros da economia. Em geral, a sinalização envolve *ajustamento de quantidade* no mercado de reservas bancárias, para se definir o *nível programado da taxa de juros básica*, com transmissão de seus efeitos ao longo da estrutura de juros.

O regime de metas de inflação tem sido cada vez mais utilizado por diversos países, tanto desenvolvidos quanto em desenvolvimento. O primeiro país a adotá-lo foi a Nova Zelândia, em março de 1990. O Quadro 2 mostra os países e os meses nos quais esse regime foi iniciado.

País	Período	País	Período
Nova Zelândia	Março de 1990	Polônia	Outubro de 1998
Chile	Janeiro de 1991	México	Janeiro de 1999
Canadá	Fevereiro de 1991	Brasil	Junho de 1999
Israel	Janeiro de 1992	Colômbia	Setembro de 1999
Reino Unido	Outubro de 1992	Suíça	Janeiro de 2000
Suécia	Janeiro de 1993	África do Sul	Fevereiro de 2000
Finlândia	Fevereiro de 1993 a dezembro de 1998	Tailândia	Abril de 2000
Austrália	Abril de 1993	Islândia	Março de 2001
Peru	Janeiro de 1994	Noruega	Março de 2001
Espanha	Novembro de 1994 a dezembro de 1998	Hungria	Junho de 2001
República Tcheca	Janeiro de 1998		

Quadro 2 – Países que adotaram o regime de metas de inflação

De acordo com Mishkin (2000), metas de inflação incluem cinco características principais: (1) anúncio ao público de metas numéricas para a inflação; (2) comprometimento institucional para estabilidade de preços como principal objetivo da política econômica, na qual outros objetivos estão subordinados; (3) uma estratégia de informação, utilização de vários modelos e variáveis que permitam que a autoridade monetária escolha instrumentos de política; (4) estratégia transparente de execução da política monetária que atribua um papel central do Banco Central em comunicar ao público seus planos, objetivos e decisões racionais; (5) mecanismos que permitam que autoridade monetária alcance as metas de inflação.

Um dos pré-requisitos para adotar o regime de metas de inflação é que a política monetária não deve ser restrita pelas considerações fiscais (ou seja, deve-se ter certa independência operacional do Banco Central) e a taxa de inflação já deve estar controlada (RODRIGUES NETO; ARAÚJO; MOREIRA, 2000). O sistema de metas de inflação requer transparência das políticas adotadas pelo governo. Além disso, a credibilidade é um fator chave, pois nela se baseiam a formação de expectativas de inflação pelo mercado, que é a base para a política monetária nesse sistema.

Fraga, Goldfajn e Minella (2003) afirmam que as economias emergentes sob metas de inflação têm o desafio de quebrar o ciclo vicioso entre, de um lado, baixa credibilidade e instituições mais frágeis e, de outro, maior instabilidade macroeconômica e vulnerabilidade a choques externos. Este é um processo longo que envolve adquirir credibilidade com a instituição

de política monetária comprometida com a estabilidade de preços em um contexto de maior instabilidade.

Segundo os três autores supracitados, a condução de política monetária em países emergentes enfrenta três desafios principais: construir credibilidade, reduzir o nível de inflação e lidar com os domínios fiscal e externo. A presença de baixa credibilidade, níveis de inflação superiores à meta de longo prazo e grandes choques resultam em grande volatilidade do produto, inflação e taxa de juros. Além disso, as dominâncias fiscal e externa também têm implicações sobre essas variáveis.

De acordo com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), metas de inflação requerem que as autoridades monetárias adotem uma atitude de olhar para o futuro e tomar ações preventivas, dadas as defasagens entre decisões de política e seus efeitos sobre produto e preços. O que o Banco Central realmente faz é metas de inflação prevista. Os formuladores de política tomam decisões baseadas nas previsões condicionais de inflação futura, analisando os caminhos alternativos de taxas de juros, na melhor estimativa do estado corrente da economia e no desenvolvimento provável de variáveis exógenas no futuro. Segundo Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002), o COPOM escolhe uma meta para a taxa de juros *overnight*-SELIC em suas reuniões e, sob as diretrizes do comitê, o mercado aberto negocia ajustes de liquidez do mercado sobre uma base diária para manter a taxa de juros efetiva do *overnight* perto da meta. Os autores afirmam que o Banco Central tem operado no mercado aberto principalmente através de acordos de recompra, usando como contrapartida títulos do Tesouro Nacional e do Banco Central.

A adoção do regime de metas de inflação no Brasil ajudou no processo de recuperação das turbulências macroeconômicas enfrentadas no início de 1999, juntamente com as medidas fiscais adotadas. Já no final de 1999, a taxa de juros SELIC se reduziu (de 22% a.a. em junho para 19% a.a. em dezembro) e a taxa de câmbio apresentou pequena variação (de R\$ 1,77 para R\$ 1,79 entre junho e dezembro). O ano de 2000 foi marcado pela retomada do crescimento econômico, pela austeridade fiscal e pela melhora no financiamento externo. O PIB apresentou uma variação real de 4,31% nesse ano, muito superior aos 0,04% e 0,25% dos anos de 1998 e 1999, respectivamente (IPEA, 2007). A taxa de câmbio continuou se desvalorizando ao longo do ano, fechando cotada a R\$ 2,18 no final de dezembro de 2000. Já a taxa de juros básica da economia (SELIC) passou de 18,5% ao ano no início de 2000 para 15,75% no final do mesmo ano. Apesar do cenário econômico favorável, as autoridades monetárias optaram pelo conservadorismo na

condução da política monetária através de pequenas reduções da taxa de juros SELIC ao longo do ano, com o objetivo de conter as expectativas inflacionárias e atingir a meta de inflação.

Após o bom resultado macroeconômico do ano de 2000, o ano seguinte sofreu choques externos (crise na Argentina) e internos (crise energética), apesar da expansão industrial ocorrida no início do ano. Com isso, a taxa de câmbio se desvalorizou consideravelmente (mais de 18% no ano) e a taxa de juros nominal básica (a taxa SELIC) foi novamente elevada para conter a inflação e para atrair capital externo (atingiu 19% ao ano em julho de 2001, permanecendo nesse patamar até o final do ano). O ano de 2001 foi marcado, no entanto, pelo bom resultado na Balança Comercial que, após seis anos acumulando saldos negativos (desde 1995), apresentou *superávit* de US\$ 2,65 bilhões. Isso se deveu, principalmente, à forte desvalorização cambial que vinha ocorrendo desde 1999 e à conquista de novos mercados externos.

O desempenho da economia brasileira em 2002, apesar da recuperação da economia mundial, sofreu o impacto negativo das eleições presidenciais no segundo semestre, devido às incertezas dos agentes econômicos quanto aos rumos da economia e da política econômica no novo governo a iniciar em janeiro de 2003. Com isso, o risco-país aumentou consideravelmente em 2002, assim como a taxa de câmbio, que se desvalorizou mais de 52% no ano e se aproximou de R\$ 4,00 por dólar (essa forte desvalorização cambial pode ser observada na Figura 5 apresentada anteriormente). O *déficit* em transações correntes, apesar de continuar bastante elevado, era financiado integralmente por ingressos líquidos de investimentos estrangeiros diretos. A taxa de juros básica da economia (SELIC) atingiu 18% ao ano em outubro e fechou o ano em 25% na tentativa de manter a taxa de inflação dentro da meta pré-estabelecida e para atrair capital externo, já que, com a piora nas expectativas dos agentes, os influxos de investimentos e as fontes externas de financiamento reduziram-se.

Carneiro e Wu (2002) afirmam que o Banco Central do Brasil vem, após a estabilização de preços, utilizando reservas internacionais para controlar a volatilidade sobre a taxa de câmbio. Isso porque, devido a possíveis flutuações excessivas do prêmio de risco, o grau de substituição entre os ativos domésticos e externos pode mudar bruscamente no curto prazo, o que provoca desvios excessivos nos preços dos ativos e, assim, nas taxas de juros interna e externa. Isso torna custoso para a autoridade monetária utilizar somente a taxa de juros básica da economia (SELIC) para evitar uma volatilidade excessiva no mercado de câmbio, justificando o uso das reservas e outros instrumentos para atingir os objetivos da política monetária.

Corrigidos os exageros no mercado de câmbio, já no início de 2003 com o novo governo, o mesmo não ocorreu com a percepção de risco dos investidores, que exigiam um *spread* exagerado sobre os títulos públicos brasileiros. Isso, em parte, é explicado pela elevação nas taxas de juros pelo Banco Central do Brasil sempre que há uma conjuntura econômica externa ou interna desfavorável, pois provoca desconfiças quanto ao cumprimento das obrigações financeiras do governo. A taxa de juros básica SELIC fixada pelo COPOM permaneceu elevada até junho de 2003 (atingiu 26,5% a.a. desde o final de fevereiro, ao mesmo tempo em que a taxa de juros CDI *over* foi, em média, de 26,22% a.a.). A partir do segundo semestre, no entanto, essa tendência se inverteu e a taxa de juros básica da economia fechou o ano a 16,5%. A taxa de câmbio apresentou valorização de 18,23% no ano e o risco-país também foi reduzido. Deve-se destacar que o setor externo da economia apresentou um bom resultado, devido ao aumento das exportações e ao saldo em transações correntes, que passou a ser positivo.

Entre 2004 e 2006 a taxa de câmbio continuou em tendência de valorização, principalmente devido ao bom desempenho do setor externo da economia, pelo aumento nos investimentos estrangeiros e pela redução considerável da dívida pública atrelada ao câmbio. A meta para a taxa de juros SELIC continuou dependente do comportamento dos preços internos e das expectativas de inflação. A taxa SELIC foi crescente de janeiro de 2004 a setembro de 2005 e decrescente de outubro de 2005 a dezembro de 2006. A mesma tendência, mas com valores distintos, teve a taxa de juros CDI *over*. Isto é evidenciado a seguir.

3.2 Mercado financeiro e taxas de juros no Brasil

Segundo Hillbrecht (1999), o sistema financeiro tem a função de transferir recursos dos agentes econômicos poupadores para aqueles que são investidores. Para isso, instrumentos financeiros (como os títulos), que possuem custos de transação e intermediação, incluindo as taxas de juros, são utilizados.

Assaf Neto (2003) afirma que o Sistema Financeiro Nacional - SFN é constituído por todas as instituições financeiras de um país, sejam elas públicas ou privadas. Fazem parte do SFN as Autoridades Monetárias e as instituições financeiras. As primeiras têm função normativa, estabelecem diretrizes de atuação das instituições financeiras e controle do mercado e são formadas pelo Conselho Monetário Nacional - CMN, Banco Central - BACEN e Comissão de

Valores Mobiliários - CVM. As instituições financeiras atuam em operações de intermediação financeira e podem ser divididas em bancárias (bancos comerciais, bancos múltiplos e caixas econômicas) e não-bancárias (bancos de desenvolvimento, bancos de investimento, sociedades de crédito, financiamento e investimento, sociedades corretoras, sociedades de crédito imobiliário, sociedades de arrendamento mercantil e associações de poupança e empréstimo). Elas se diferenciam pelo fato de que as instituições financeiras bancárias são capazes de criar moeda.

De acordo com Assaf Neto (2003), existem quatro subdivisões estabelecidas para o sistema financeiro: a primeira envolve operações de curto e curtíssimo prazos e controla a liquidez da economia; a segunda inclui operações de financiamento de curto, médio e longo prazos; a terceira engloba operações financeiras de médio e longo prazos e de prazos indeterminados; e a quarta contempla as operações de troca de moedas entre países. Existem interações entre essas operações via sistemas de comunicações, como será visto ainda nesta seção.

Na economia existem várias taxas de juros com características e finalidades distintas entre si. De modo geral, sob o ponto de vista do mercado bancário-financeiro, elas podem ser divididas em quatro modalidades: taxa de juros de aplicação, taxa de juros de captação, taxa de juros dos títulos públicos e taxa de juros de títulos privados.

As taxas de juros referentes à aplicação (também conhecidas como taxas de juros de empréstimos) referem-se aos encargos das operações de crédito e são cobradas pelas instituições financeiras em razão de um empréstimo realizado a um agente econômico, seja pessoa física ou jurídica. Segundo BACEN (2007), no cálculo dessas taxas de juros estão os valores percentuais referentes ao custo de captação, encargos fiscais, risco da operação e margem de lucro do banco. A taxa de aplicação total geral calculada pelo Banco Central do Brasil a partir de junho de 2000 compreende a média das taxas de juros cobradas por tipo de operação sobre pessoas jurídicas e físicas. Elas não incluem operações de crédito rural, repasses do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES e operações lastreadas em recursos compulsórios ou governamentais. As taxas de juros podem ser pré-fixadas, pós-fixadas referenciadas em câmbio e flutuantes. Sobre pessoas jurídicas são incluídas as taxas referentes a “*hot money*, desconto de duplicatas, desconto de notas promissórias, capital de giro, conta garantida, financiamento imobiliário, aquisição de bens, *vendor*, adiantamento sobre contrato de câmbio, *export notes*, repasses externos e outros” (BACEN, 2007). Sobre pessoas físicas estão taxas cobradas sobre “cheque especial, crédito pessoal, financiamento imobiliário, aquisição de bens e veículos, cartão

de crédito e outros” (BACEN, 2007). A Tabela 1 apresenta os valores anuais médios dessas taxas de 1999 a 2006.

Tabela 1 – Taxas de juros médias anuais para empréstimos (aplicação) sobre Pessoas Jurídica e Física – 1999 a 2006

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006		
PESSOA JURÍDICA - PJ										
Capital de Giro	62,7654	38,3986	35,6939	37,9956	42,4925	35,9408	38,6875	33,7192		
Conta Garantida	73,8904	54,7369	58,0871	66,3105	76,9542	67,0917	69,6208	67,7000		
Aquisição de Bens	52,4216	32,9291	32,4340	35,6449	37,0733	28,1325	30,0808	26,5225		
Vendor	40,2838	24,0753	23,7823	26,0030	29,6342	21,8542	24,1883	20,2458		
Hot Money	72,1497	44,6943	45,4974	49,0923	56,2875	49,9383	52,3483	51,9242		
Desconto de Duplicata	76,0483	48,4077	47,5237	50,4803	52,7525	41,1533	42,9108	38,7225		
Desconto Promissória	81,0316	54,2717	52,5582	51,8772	60,1250	50,5158	53,0658	50,9967		
MÉDIA GERAL PJ	65,5130	42,5019	42,2252	45,3434	50,7599	42,0895	44,4146	41,4044		
PESSOA FÍSICA - PF										
Cheque Especial	169,0716	151,4656	153,2775	159,6188	165,3342	141,4867	147,5583	144,6200		
Crédito Pessoal	106,2880	70,8474	77,9115	85,3099	91,4017	73,5475	69,3975	62,2608		
		Veículos	35,0146	39,1745	46,2106	44,7600	35,7017	36,1325	33,5350	
Aquisição de bens		Outros	72,7517	65,3891	69,0946	75,0933	62,0692	59,1008	58,6575	
		Total	69,1055	42,7829	42,7148	48,9934	48,7283	39,2583	39,5900	36,9825
MÉDIA GERAL PF	114,8217	74,5724	75,6935	81,8454	85,0635	70,4127	70,3558	67,2112		

Fonte: BACEN (2007), elaborado pela autora.

A metodologia utilizada pelo BACEN para o cálculo da taxa de aplicação inclui os juros, encargos fiscais (tributos sobre a operação de crédito) e encargos operacionais (taxa de abertura de crédito, seguro e serviços contratados). A taxa de juros é calculada a partir da média das taxas informadas pelas instituições financeiras (referentes a juros, encargos fiscais e encargos operacionais), ponderada por tipo de concessão e excluídos os dados que estão fora do intervalo de confiança (dado pela média \pm duas vezes o desvio-padrão).

As taxas de captação são aquelas pagas pelos bancos como remuneração ao agente econômico poupador, ou seja, são as taxas de retorno das aplicações financeiras de terceiros nas instituições financeiras. Segundo Fortuna (1999), os títulos mais antigos e mais comumente utilizados pelas instituições financeiras para captação são o Certificado de Depósito Bancário – CDB e o Recibo de Depósito Bancário - RDB, que podem ser pré-fixados ou pós-fixados. Existem outros títulos utilizados para captação, tais como: Cédulas de Debêntures - CD; Letras de Câmbio - LC; Letras Hipotecárias - LH; Letras Imobiliárias - LH; Depósitos a Prazo de Reaplicação Automática - DRA; Título de Desenvolvimento Econômico - TDE; Títulos de

Crédito Industrial ou Comercial; Cédula Hipotecária - CH; Certificados de Depósito Cambial - CD; Bônus/Eurobônus; Operações Compromissadas de 30 dias; *Overgold*; Caderneta de Poupança. Da mesma forma como faz para as taxas de juros de aplicação, a taxa de juros de captação geral calculada pelo BACEN é uma média ponderada das taxas de juros de captação pré-fixadas, pós-fixadas e flutuantes de cada modalidade de crédito pelos seus respectivos volumes médios. Para a taxa de captação pré-fixada são utilizados o CDB pré-fixado para prazos até 30 dias e a taxa referencial do *Swap DlxPré* da Bolsa de Mercadorias e Futuros – BM&F para prazos maiores. As taxas pós-fixadas são utilizadas para modalidades referenciadas em moeda estrangeira, tais como Adiantamentos sobre Contratos de Câmbio – ACC e Repasses Externos, e é representada pela taxa *Libor* de dólar norte-americano acrescida da variação cambial referente ao dólar médio mensal do mercado à vista e a cotação média do contrato futuro de dólar comercial para o vencimento correspondente ao prazo das modalidades de crédito. A taxa de captação flutuante é definida pela taxa de juros Certificado de Depósito Interbancário - CDI.

Existem também taxas de juros referentes àquelas pagas pelo governo aos detentores de títulos públicos. De acordo com ANDIMA (2007), no final de 1979 foi criado o Sistema Especial de Liquidação e Custódia - SELIC, administrado pelo Departamento de Operações do Mercado Aberto do Banco Central em parceria com a Associação Nacional das Instituições do Mercado Financeiro - ANDIMA. O SELIC é o depositário central dos títulos da dívida pública mobiliária federal interna emitidos pelo Tesouro Nacional e pelo Banco Central, bem como processa as operações de movimentação geral desses títulos e promove a liquidação financeira nas contas Reservas Bancárias das instituições financeiras envolvidas. Assim, por intermédio desse Sistema é efetuada a liquidação das operações de mercado aberto e de redesconto com títulos públicos, decorrentes da condução da política monetária. A partir do final de abril de 2002, como exigência do novo Sistema de Pagamentos Brasileiro, a liquidação passou a ser em tempo real e as operações com Depósitos Interfinanceiros – DI passaram a ser realizadas pelo sistema da Câmara de Custódia e Liquidação - CETIP. O SELIC também é integrado por módulos complementares de Oferta Pública Formal Eletrônica – OFPUB e de Leilão Informal Eletrônico de Moeda e de Títulos - LEINF.

A taxa de juros SELIC *over* é uma taxa média ajustada das operações de financiamento diário lastreado em títulos públicos federais de curto, médio e longo prazos, emitidos pelo Tesouro Nacional ou Banco Central. Chamando L_i de fator diário correspondente a

taxa da i -ésima operação, V_i o valor financeiro correspondente à i -ésima operação e n o número de operações na amostra, μ é a taxa média diária apurada, a taxa SELIC em porcentagem ao ano (considerando 252 dias úteis – Circular nº 2761 de 18/06/1997), calculada pela média diária ponderada pelo volume das operações, da seguinte forma (BACEN, 2007):

$$\mu = \left(\left(\frac{\sum_{i=1}^n L_i V_i}{\sum_{i=1}^n V_i} \right)^{252} - 1 \right) 100 \quad (1)$$

Para o cálculo da taxa de juros SELIC *over* acumulada no mês é utilizada a taxa SELIC *over* diária transformada em fator para cada dia útil do mês. Depois de transformar em fator, procede-se o produto dos fatores obtidos para chegar à taxa SELIC acumulada no mês em fator. Finalmente, apresenta-se a taxa no formato de porcentagem ao mês (BACEN, 2007). É importante aqui diferenciar os conceitos referentes a taxa de juros SELIC *over* e a taxa de juros SELIC meta. A taxa de juros SELIC meta é aquela definida nas reuniões periódicas do Comitê de Política Monetária – COPOM do Banco Central do Brasil com a finalidade de exercer a política monetária, sendo, assim, a taxa de juros básica da economia brasileira (cuja evolução foi comentada no item anterior). A taxa de juros SELIC *over* se refere à média diária das taxas de juros efetivas que remuneram os títulos públicos negociados no mercado financeiro. Desse modo, o BACEN sinaliza a taxa de juros SELIC meta que, a partir de então, os novos títulos públicos lançados no mercado financeiro e aqueles que já estão sendo renegociados no mercado (secundário), são negociados de forma a atingir a meta estabelecida.

Similarmente ao mercado de títulos públicos, existem negociações de títulos privados, que são registrados na Câmara de Custódia e Liquidação - CETIP. Criada em agosto de 1984 pelas instituições financeiras em conjunto com o Banco Central, a CETIP iniciou suas operações a partir de março de 1986 com o objetivo de dar maior segurança e agilidade ao mercado financeiro brasileiro. Ela efetua o registro, a custódia e a liquidação de títulos e valores mobiliários de emissão privada, derivativos, títulos emitidos por estados e municípios, ativos utilizados como moeda de privatização e outros títulos emitidos pelo Tesouro Nacional (CETIP, 2007).

Dentro do setor bancário existem intermediações que são restritas ao mercado interbancário, com o objetivo de transferir recursos de uma instituição financeira para outra. Em

outras palavras, uma instituição bancária que possui recursos *superavitários* empresta esse excedente para instituições *deficitárias*. Esse tipo de operação é lastreado por títulos de emissão dos bancos denominados Certificados de Depósito Interbancário - CDI, criados em meados da década de 1980. Segundo Fortuna (1999), os CDI podem ser negociados por um dia (também conhecidos como Depósitos Interbancários - DI²³) ou por prazos mais longos (com taxas de juros pré-fixadas ou pós-fixadas). As operações são registradas na CETIP e não possuem qualquer tipo de intervenção governamental sendo, assim, livres da incidência de tributos. Assim como a SELIC faz para os títulos públicos, a CETIP calcula a taxa de juros CDI *over*, uma média diária ponderada das taxas negociadas no mercado interbancário, calculado de forma semelhante à taxa SELIC *over*, mostrada anteriormente. “É o CDI *over* que reflete a expectativa de custo das reservas bancárias para a manhã seguinte à do fechamento das transações” (FORTUNA, 1999, p. 81). De acordo com o mesmo autor, essa taxa também estabelece o parâmetro de taxas de operações de empréstimos de curtíssimo prazo, como o *hot money*, somados os custos operacionais e fiscais, o risco e o lucro do banco, que juntos compõem o *spread* bancário para esse tipo de operação.

Desse modo, pode-se dizer que a dinâmica do mercado financeiro (ou do SFN) ocorre a partir das interações entre governo, instituições financeiras e público em geral. A Figura 6 mostra essa interação. Observa-se em (1) que o governo federal emite títulos via Tesouro Nacional (TN) em troca de moeda de forma a cobrir seu *déficit*. Em (2) os saldos em dólar provenientes do Balanço de Pagamentos são registrados no Banco Central do Brasil – BACEN sob a forma de reservas e aplicados no exterior, enquanto que os exportadores recebem Reais do BACEN e o TN emite títulos para conter o excesso de moeda. Em (3) o BACEN emite títulos e coloca títulos do governo a serem negociados no mercado. Em (4) os bancos captam recursos entre si, via emissão de títulos de CDI, e utilizam esses recursos para comprar ativos. Em (5) os bancos captam recursos junto ao público não-bancário e este recebe títulos privados (CDB, RDB, LC etc.). Os recursos captados pelos bancos são usados para compra de CDI, compra de títulos do governo ou operações de empréstimos. Em (6) os bancos trocam recursos com seus clientes via contas correntes, utilizando-os para compra de outros títulos ou devolvendo ao público sob a forma de empréstimos. Em (7) os bancos captam recursos do público não bancário via fundos de investimentos e direcionam esses recursos para compra de títulos públicos ou privados.

²³ Também citado pela literatura como Depósitos Interfinanceiros.

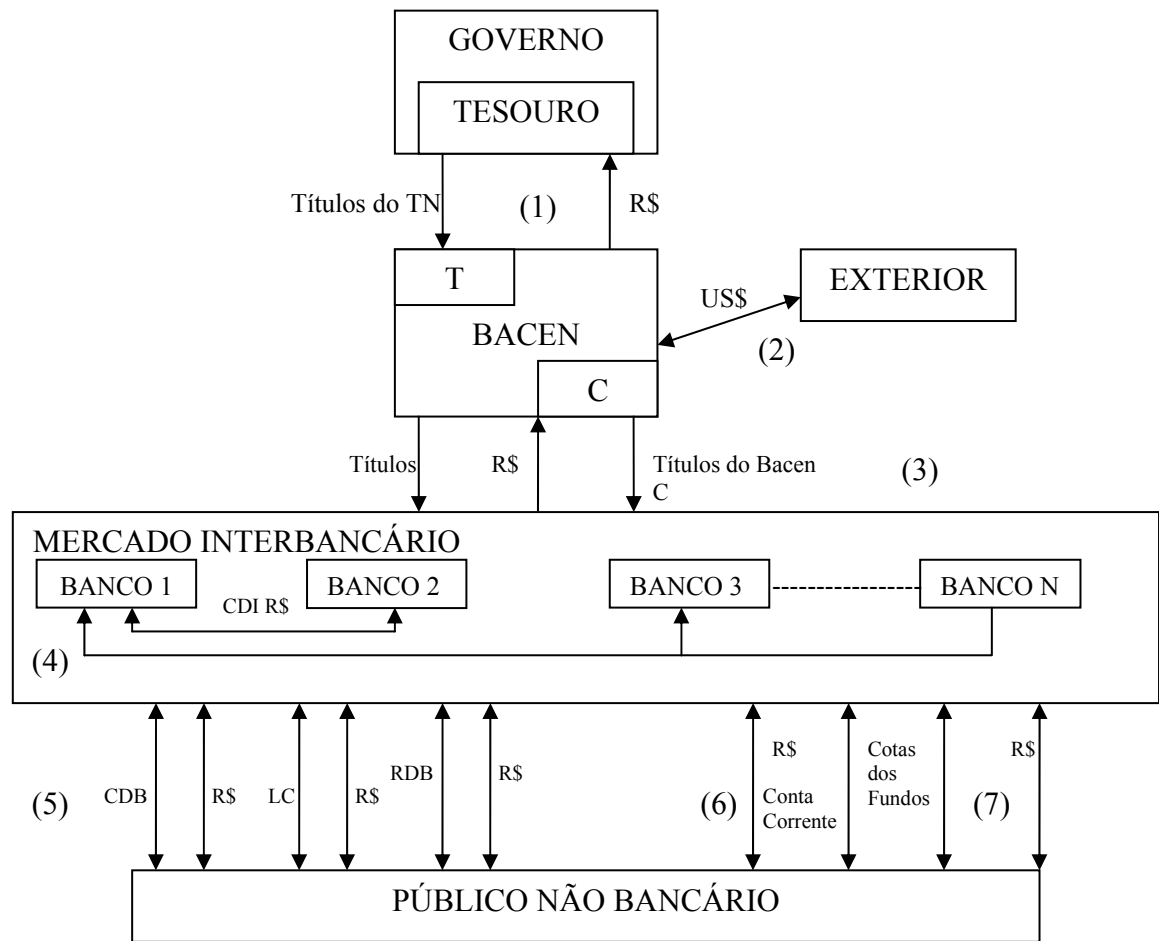


Figura 6 – Dinâmica do mercado financeiro brasileiro

Fonte: Fortuna (1999, p. 53)

Segundo Pimenta Júnior, Lima e Cavallari (2005, p. 89):

De todas as taxas de juros utilizadas na economia brasileira, a taxa média de depósitos interfinanceiros de um dia é uma das mais importantes. A taxa DI é uma das principais variáveis da economia, tendo influência direta sobre o comportamento de todos os outros ativos, sejam à vista ou futuro.

Assim, segundo os autores, a taxa de juros CDI pode ser considerada como a taxa de juros de referência do mercado financeiro brasileiro. É necessário, no entanto, verificar na prática se essa relação se confirma ao longo do tempo, ou seja, se as taxas de juros “caminham juntas” com a taxa CDI. Para isso foram feitas análises descritiva e gráfica dos dados, como mostram a

Tabela 2 e a Figura 7 a seguir para o período entre junho de 2000 e dezembro de 2006 para o qual há dados mensais para as taxas de juros comentadas no texto.

Tabela 2 – Matriz de correlação e análise descritiva dos dados - junho de 2000 a dezembro de 2006

	Taxa de Aplicação Geral	Taxa de Captação Geral	Taxa de Juros CDI <i>Over</i>	Taxa de Juros Selic <i>Over</i>	Taxa de Juros CDB-Pré
Taxa de Aplicação Geral	1,0000				
Taxa de Captação Geral	0,9681	1,0000			
Taxa de Juros CDI <i>Over</i>	0,9164	0,9234	1,0000		
Taxa de Juros Selic <i>Over</i>	0,9162	0,9235	0,9999	1,0000	
Taxa de Juros CDB-Pré	0,9218	0,9348	0,9409	0,9406	1,0000
Média	46,7904	17,9787	18,1630	18,2309	17,4095
Máximo	57,9700	24,7700	28,0230	28,0869	24,8100
Mínimo	39,8000	12,6000	12,4150	12,5204	12,2400
Desvio-Padrão	4,1075	2,8980	3,2842	3,2893	2,8868

Fonte: Elaborado pela autora a partir de BACEN (2007)

A Tabela 2 mostra que existe correlação elevada entre as taxas de juros analisadas. Pode-se observar que a maior correlação existe entre as taxas CDI e SELIC *over*, que quase chega a 100%. A taxa de juros CDI apresentou correlação um pouco maior comparativamente com a taxa SELIC em relação às taxas médias de aplicação e CDB pré-fixado. A correlação entre o CDI e a taxa de aplicação é de 91,6% e em relação à taxa de captação é de 92,3%. Ou seja, pode-se dizer que há elevada correlação entre o CDI e as outras taxas do mercado financeiro.

Pode-se observar a partir da Figura 7 que todas as taxas de juros consideradas caminham no mesmo sentido ao longo do tempo, mas não apresentam os mesmos valores. Com isso, é cabível dizer que a taxa de juros CDI pode ser considerada como uma taxa de juros média do mercado financeiro brasileiro, pois ela possui alta correlação e apresenta um comportamento semelhante ao longo do tempo com as outras taxas de juros do mercado. Isso indica que a taxa de juros CDI é a base tanto para operações de crédito (taxas de juros de aplicação) quanto para captar recursos no mercado (taxas de juros de captação). De maneira simples, pode-se dizer que a taxa de juros CDI é o mínimo cobrado pelos bancos para empréstimos e a taxa máxima que remunera os fundos de renda fixa do agente econômico poupador. Por essa razão, escolheu-se a taxa de juros CDI como objeto de estudo desta tese.

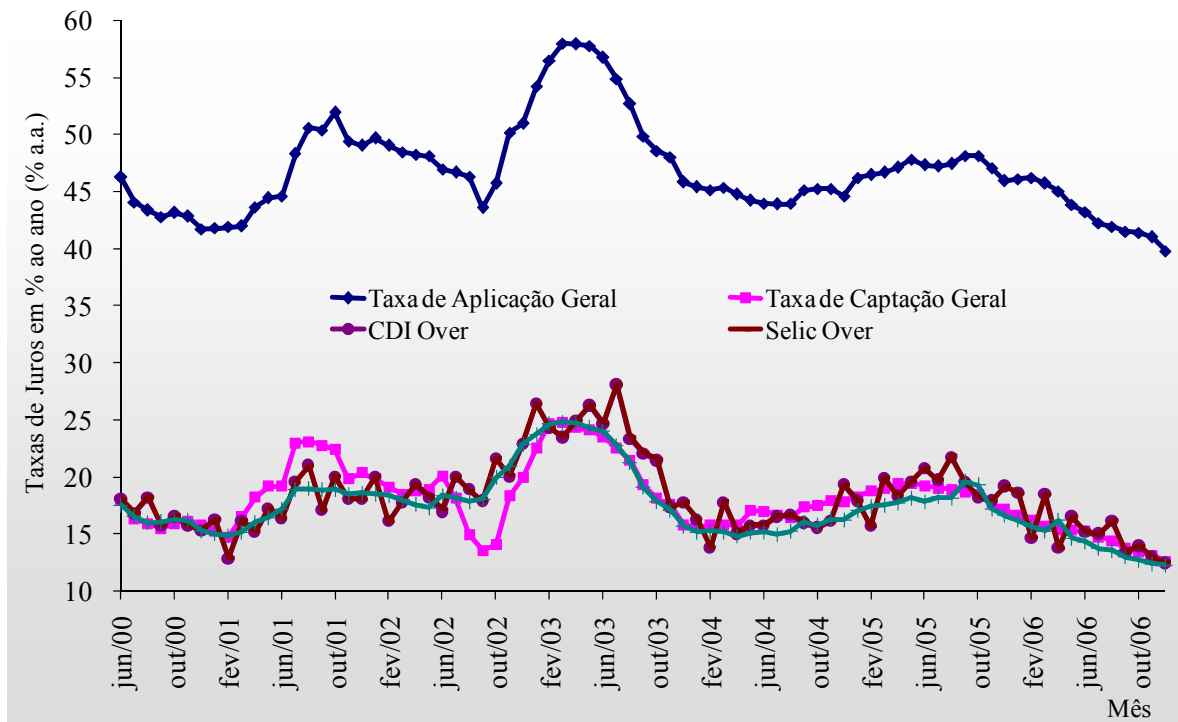


Figura 7 – Evolução das taxas de juros brasileiras (em % ao ano) – junho de 2000 a dezembro de 2006

Fonte: Elaborado pela autora a partir de BACEN (2007)

Diante das evidências colocadas ao longo do presente trabalho, avaliar os determinantes da taxa de juros CDI *over* e sua relação com a taxa de câmbio é de grande importância para a economia brasileira. O próximo capítulo trata do referencial teórico e econométrico utilizado para essa análise.

4 REFERENCIAL ANALÍTICO E ECONOMÉTRICO

Há modelos que enfatizam uma relação rígida entre taxa de juros e taxa de câmbio. A condição de Paridade de Juros a Descoberto - PJD para uma economia com livre mobilidade de capital, por exemplo, diz que a taxa de juros interna se equivale à taxa de juros externa somada à desvalorização esperada da taxa de câmbio (moeda doméstica em relação à moeda externa) entre t e $t+1$ adicionada a um prêmio de risco. A condição de PJD considera a seguinte formulação (CARNEIRO; WU, 2002, p. 5):

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

ou

$$E_t(e_{t+1}) - e_t = i_t - i_t^* - x_t \quad (2)$$

sendo e é a taxa de câmbio; i a taxa de juros interna; i^* é a taxa de juros internacional; x é o prêmio de risco.

Seria uma “lei do preço único”, na qual não se permitiria arbitragem entre ativos domésticos e internacionais. De acordo com Carneiro e Wu (2002), a PJD é a hipótese simplificadora mais utilizada quando se discute a relação entre taxa de juros e câmbio em economias abertas com perfeita mobilidade de capitais sob regime de câmbio flutuante. Empiricamente, segundo os mesmos autores, a PJD é válida somente no longo prazo.

Diante desse fato é necessário analisar a relação de curto prazo entre essas duas variáveis. Para tanto, serão utilizados os modelos de determinação da taxa de juros nominal de curto prazo e de determinação da taxa de câmbio desenvolvidos por Edwards e Khan (1985) e Ahn (1994), aplicando-os para o Brasil (depois de realizadas as modificações necessárias).

Edwards e Khan (1985) partem do fato de que, empiricamente, há uma relação positiva entre o grau de desenvolvimento do setor financeiro e o desempenho da economia dos países em desenvolvimento. Com isso, o processo de determinação da taxa de juros dependerá do grau de abertura da Conta Capital e Financeira do Balanço de Pagamentos.

No caso de uma economia totalmente aberta haverá alguma forma de arbitragem de taxa de juros, com a taxa de juros doméstica sendo determinada pela taxa de juros internacional, por alguma desvalorização esperada da taxa de câmbio e, talvez, por alguns fatores de risco. Essa relação confirma a condição de Paridade de Juros a Descoberto - PJD descrita anteriormente.

Para estimar as equações para a taxa de juros e para a taxa de câmbio foram desenvolvidos três modelos. O primeiro (denominado de Modelo I) considera uma pequena economia fechada, sem mobilidade de capital. No Modelo II trabalha-se com uma economia aberta (e pequena) e com perfeita mobilidade de capitais entre países. O modelo geral ou Modelo III é desenvolvido para uma pequena economia parcialmente aberta, ou seja, com algum grau de mobilidade de capitais.

As seções de 4.1 a 4.3 analisam cada modelo individualmente (modelos I, II e III) e, em seguida, na seção 4.4, os procedimentos econométrico a serem utilizados são apresentados.

4.1 Modelo I - Economia sem mobilidade de capital

Edwards e Khan (1985) partem da equação de Fisher para a taxa de juros nominal (i), ou seja, ela é determinada pela soma da taxa de juros real (r) com a expectativa de inflação (π^e) e ainda um termo de interação entre essas duas, como mostra a equação (3) abaixo (subíndice t indica tempo):

$$(1+i_t) = (1+r_t)(1+\pi_t^e)$$

ou

$$i_t = r_t + \pi_t^e + r_t \pi_t^e = r_t + \pi_t^e(1+r_t) = \pi_t^e + r_t(1+\pi_t^e) \quad (3)$$

Em economias com inflação baixa tem-se $r_t \pi_t^e$ muito pequeno, podendo ser considerado como zero. Ou seja, a equação de Fisher passaria a ser:

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (4)$$

No caso do Brasil, o primeiro período considerado na presente tese (entre 1990 a meados de 1994) apresentou inflação elevada e instável, o que torna incoerente afirmar que $r_t \pi_t^e$ é pequeno, como considerado por Edwards e Khan (1985).

Com isso optou-se por considerar a equação de Fisher completa para esse período (partindo da equação 3, e não 4 como fizeram os autores acima citados), reconsiderando esse fato posteriormente apenas para o período após a estabilização da taxa de inflação (a partir de agosto

de 1994). Assim, os resultados finais de cada modelo aqui descrito são apresentados sob as duas versões da equação de Fisher. Para a taxa real de juros pode-se especificar:

$$r_t = \rho - \lambda EMS_t + v_{1t} \quad (5)$$

Sendo ρ a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo (constante); EMS representa o excesso de oferta de moeda ponderado com parâmetro λ ($\lambda > 0$); v_{1t} é o termo de erro aleatório.

De acordo com essa equação, a taxa de juros real de curto prazo pode diferir de seu valor de longo prazo se houver desequilíbrio monetário. Se houver um excesso de demanda por saldos monetários reais ($EMS_t < 0$) haverá um aumento temporário da taxa de juros real de curto prazo. De modo similar, um excesso de oferta de moeda ($EMS_t > 0$) implica redução da taxa de juros real de curto prazo. Essa relação refere-se ao “efeito liquidez”, que permite variações de curto prazo para os saldos monetários reais. No longo prazo, no entanto, a economia deve estar em equilíbrio, ou seja, $EMS=0$, validando a equação de Fisher descrita em (3).

A solução para a determinação da taxa nominal de juros em uma economia sem mobilidade de capitais poderia ser, substituindo (5) em (3):

$$i_t = \rho - \lambda EMS_t + \pi_t^e + \pi_t^e (\rho - \lambda EMS_t) +$$

ou

$$i_t = (1 + \pi_t^e) (\rho - \lambda EMS_t) + \pi_t^e + v_{1t} \quad (6)$$

No entanto, são necessárias algumas pressuposições para as variáveis não observáveis, como π^e e EMS .

Uma das possíveis especificações para a taxa esperada de inflação (π_t^e) é utilizar o modelo de expectativas adaptativas, no qual essa variável é uma média geométrica das taxas de inflação passadas. Uma generalização dessa aproximação é pressupor um processo autorregressivo para a taxa de inflação e usar esses valores previstos como representantes da taxa de inflação esperada. Outra especificação seria usar um modelo de previsão perfeita. Uma aproximação seria usar um modelo de expectativas racionais. Segundo essa teoria, os agentes estão sempre revendo suas expectativas a partir de um conjunto de informações disponível.

Como o erro é considerado pequeno e na média ele é zero, pode-se considerar que a inflação esperada seria a própria inflação observada no período.

No caso do Excesso de Oferta de Moeda - *EMS*, sendo m o estoque atual e m^d o estoque desejado de saldos monetários reais, pode-se definir:

$$EMS_t = \log m_t - \log m_t^d \quad (7)$$

Numa economia espera-se ocorrer a substituição entre moeda e bens, assim como entre moeda e ativos financeiros, sendo que a demanda por moeda pode ser função de dois custos de oportunidade: da taxa de inflação esperada e da taxa de juros. A demanda por moeda de equilíbrio pode ser definida como:

$$\log m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 (\rho + \pi_t^e + \rho \pi_t^e) - \alpha_3 \pi_t^e \quad (8)$$

Sendo $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ e $\alpha_3 > 0$.

Deve-se notar que a demanda por moeda de longo prazo, como pressuposição, é função da taxa nominal de juros de equilíbrio, definida como sendo a taxa de juros real de longo prazo (ρ) mais a taxa esperada de inflação (π^e) e a interação entre essas duas e seguindo o raciocínio da equação (3).

Pode-se fechar o modelo ao pressupor que o estoque de saldos monetários reais é ajustado da seguinte forma:

$$\Delta \log m_t = \log m_t - \log m_{t-1} = \beta (\log m_t^d - \log m_{t-1}) \quad (9)$$

Sendo Δ o operador de primeira diferença e β o coeficiente de ajustamento ($0 \leq \beta \leq 1$).

Considere que o estoque de moeda (m) é controlado pelas Autoridades Monetárias (no caso o Banco Central do Brasil). Então deve haver um mecanismo de ajuste entre o estoque atual e o desejado como descrito pela equação (9). Parte-se da seguinte análise: a economia está em um equilíbrio inicial com estoque atual de moeda idêntico ao estoque desejado e, com isso, a taxa de juros nominal é de equilíbrio (descrito pela equação de Fisher). Se houver uma variação exógena na oferta de moeda haverá um Excesso de Oferta de Moeda - *EMS* não-nulo, provocando

desequilíbrio monetário. Desse modo, a taxa de juros também estará fora do equilíbrio e, pelo efeito liquidez de curto prazo, haverá um novo equilíbrio temporário. Entretanto, a demanda por moeda de longo prazo no período posterior é diferente do estoque de moeda ($m_t^d \neq m_{t-1}$) e, pela equação (10), esse estoque de moeda deve voltar ao seu patamar inicial de equilíbrio. Assim, nesse caso, as Autoridades Monetárias atuam ofertando moeda de forma passiva, ou seja, observam o mercado de moeda e interferem no sentido de corrigir os desequilíbrios.

Rearranjando a equação (9) e isolando $\log m_t$ tem-se:

$$\log m_t = \beta \log m_t^d + (1-\beta) \log m_{t-1} \quad (10)$$

Substituindo (10) em (7) tem-se:

$$\begin{aligned} EMS_t &= \beta \log m_t^d - \log m_t^d + (1-\beta) \log m_{t-1} \\ EMS_t &= (1-\beta) (\log m_{t-1} - \log m_t^d) \end{aligned} \quad (11)$$

Substituindo a equação (8) na expressão (11), tem-se:

$$\begin{aligned} EMS_t &= (1-\beta) \left[\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t + \alpha_2 (\rho + \pi_t^e + \rho \pi_t^e) + \alpha_3 \pi_t^e \right] \\ &\text{ou} \\ EMS_t &= (1-\beta) \left[\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t + \alpha_2 \rho + (\alpha_2 + \alpha_2 \rho + \alpha_3) \pi_t^e \right] \end{aligned} \quad (12)$$

Substituindo a equação (12) em (5), pode-se escrever:

$$r_t = \rho - \lambda (1-\beta) \left[\log m_{t-1} - \alpha_0 + \alpha_2 \rho - \alpha_1 \log y_t + (\alpha_2 + \rho \alpha_2 + \alpha_3) \pi_t^e \right] + v_{1t} \quad (13)$$

$$r_t = \rho - \lambda (1-\beta) (\alpha_2 \rho - \alpha_0) - \lambda (1-\beta) \left[\log m_{t-1} - \alpha_1 \log y_t + (\alpha_2 + \alpha_3 + \rho \alpha_2) \pi_t^e \right] + v_{1t} \quad (14)$$

Substituindo a equação (14) em (3) para encontrar a equação de determinação da taxa de juros nominal para uma economia fechada ao setor externo tem-se:

$$i_t = \left\{ \rho - \lambda(1-\beta)(\alpha_2\rho - \alpha_0) - \lambda(1-\beta) \left[\log m_{t-1} - \alpha_1 \log y_t + (\alpha_2 + \alpha_3 + \rho\alpha_2)\pi_t^e \right] \right\} (1 + \pi_t^e) + \pi_t^e + \sigma_{it} \quad (15)$$

Sendo $\sigma_{it} = v_{it} (1 + \pi_t^e)$.

Rearranjando:

$$i_t = \rho - \lambda(1-\beta)(\alpha_2\rho - \alpha_0)(1 + \pi_t^e) - \lambda(1-\beta)(1 + \pi_t^e) \log m_{t-1} + \lambda(1-\beta)\alpha_1(1 + \pi_t^e) \log y_t + \left\{ 1 - \left[\lambda(1-\beta)(\alpha_2 + \alpha_3 + \rho\alpha_2)(1 + \pi_t^e) \right] \right\} \pi_t^e + \sigma_{it} \quad (16)$$

A partir da equação (16), pode-se definir:

$$\begin{aligned} a_1 &= \rho - \lambda(1-\beta)(\alpha_2\rho - \alpha_0) \\ a_2 &= -\lambda(1-\beta) \\ a_3 &= \lambda(1-\beta)\alpha_1 \\ a_4 &= -\lambda(1-\beta)(\alpha_2 + \alpha_3 + \rho\alpha_2) \end{aligned}$$

E, então, a equação (16) pode ser escrita da seguinte forma:

$$i_t = a_1(1 + \pi_t^e) + a_2(1 + \pi_t^e) \log m_{t-1} + a_3(1 + \pi_t^e) \log y_t + \left[1 + a_4(1 + \pi_t^e) \right] \pi_t^e + \sigma_{it} \quad (17)$$

Sabe-se que $0 \leq \beta \leq 1$; $\alpha_1 > 0$; $\alpha_2 > 0$; $\alpha_3 > 0$; $\lambda > 0$. Portanto, $a_2 < 0$ e $a_3 > 0$. Os sinais de a_1 e a_4 não podem ser definidos *a priori*.

Considerando que a partir do Plano Real a taxa de inflação foi estabilizada e se manteve em níveis baixos, a equação de Fisher sem o termo de interação $r_t \pi_t^e$ (sendo considerado muito pequeno) é válida e a equação (17) poderia ser escrita da seguinte forma (ver Apêndice):

$$i_t = \underbrace{\left[\frac{[1-\lambda(1-\beta)\alpha_2]\rho + \lambda(1-\beta)\alpha_0}{a_0} \right]}_{a_0} - \underbrace{\lambda(1-\beta)}_{a_2} \log m_{t-1} + \underbrace{\lambda(1-\beta)\alpha_1}_{a_3} \log y_t + \underbrace{[1-\lambda(1-\beta)(\alpha_2+\alpha_3)]}_{a_5} \pi_t^e + \sigma_{1t}$$

$$i_t = a_0 + a_2 \log m_{t-1} + a_3 \log y_t + a_5 \pi_t^e + \sigma_{1t} \quad (18)$$

A abordagem empírica tem mostrado uma importante relação entre taxa de câmbio e taxa de juros. Isso se torna mais evidente em uma economia aberta com mobilidade de capital, como será explorado posteriormente. No caso de uma economia sem mobilidade de capital e com regime cambial flexível, a taxa de câmbio (definida como sendo a quantidade de moeda nacional trocada por uma unidade de moeda estrangeira de referência) é determinada apenas pelo saldo em transações correntes. Ou seja, as transações correntes determinam a dinâmica do mercado de divisas (oferta e demanda por moeda externa). Se houver *déficit* nessa conta do Balanço de Pagamentos, o que significa maior fluxo de saída de divisas, haverá uma pressão de demanda por moeda externa, o que tende a desvalorizar a taxa de câmbio. Assim sendo, a equação de determinação para a taxa de câmbio para essa economia é:

$$e_t = b_1 + b_2 ca_t + v_{2t} \quad (19)$$

Sendo: e_t é a taxa de câmbio; ca_t é o saldo em transações correntes; v_{2t} é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante. Sabe-se que $b_2 < 0$.

Ahn (1994) considera que, como o regime de câmbio é flexível, a taxa de câmbio de um período é influenciada pelo seu valor passado. Isto justifica inserir a taxa de câmbio defasada no modelo quando necessitar de ajuste econométrico. A equação original desenvolvida por Ahn (1994) encontra-se no Apêndice.

A partir das equações (17) ou (18) e (19), pode-se dizer que um aumento no estoque de moeda reduz a taxa de juros através do efeito liquidez. Essa taxa de juros menor eleva os gastos do setor privado com investimento e consumo. O saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes se deteriora (aumentam as importações devido ao aumento na demanda agregada, através do aumento do consumo e investimento), depreciando a taxa de câmbio

doméstica que se ajusta para manter o equilíbrio das contas externas, já que não há mobilidade de capital.

Com isso, a taxa de juros nominal é determinada pela condição de equilíbrio do mercado monetário doméstico, onde a oferta de saldos monetários reais é exógena e a demanda por estes é função da renda real e da taxa de juros nominal. A taxa de câmbio é determinada pelo saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes, o qual é afetado indiretamente pela taxa de juros.

4.2 Modelo II – Economia com perfeita mobilidade de capital

No Modelo II, referente a uma economia com perfeita mobilidade de capital ou Modelo Mundell-Fleming, as taxas de juros doméstica e internacional estão intimamente ligadas. Segundo Edwards e Khan (1985), em uma economia sem custo de transação e risco-neutro, haverá uma relação de arbitragem entre essas duas variáveis, como mostra a equação (20):

$$\dot{i}_t = i_t^* + \dot{e}_t \quad (20)$$

Sendo que i é a taxa de juros doméstica, i^* é a taxa de juros internacional, \dot{e} é a taxa esperada de variação da taxa de câmbio e o subíndice t indica o tempo.

O Modelo II considera perfeita mobilidade internacional de capitais entre os países e há perfeita substituição entre os ativos domésticos e os externos, pois não se considera o diferencial de risco entre os países. Segundo Edwards e Khan (1985), a análise do comportamento da taxa de juros em economia aberta apresenta algumas extensões, tal como alguma variante de i_t que pode ser representada por i_{t-1} e ser colocada como variável explicativa, fato este que não viola a condição de arbitragem descrita na equação (20). Essa variável aparece devido a possíveis existências de fricções vinda de custos de transação e de defasagens nas informações, por exemplo. A equação de determinação da taxa de juros passa a ser:

$$\dot{i}_t = c_1 \left(i_t^* + \dot{e}_t \right) + c_2 i_{t-1} + v_{3t} \quad (21)$$

Sendo: i_t é a taxa de juros doméstica; i_t^* é a taxa de juros internacional; e_t é a taxa esperada de depreciação da taxa de câmbio entre t e $t+1$; v_{3t} é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante. Os parâmetros de ajustamento c_1 e c_2 mostram as participações dos fatores externos e de um processo de ajuste de juros defasado, respectivamente, que influenciam a taxa de juros doméstica. A taxa de juros defasada pode captar os custos de transação e a defasagem das informações que afetam essa variável. Sabe-se que $c_1 > 0$; $c_2 > 0$.

Para análise do caso brasileiro, no entanto, é importante ressaltar o papel do risco-país em afetar a taxa de juros doméstica. Preferiu-se, assim, utilizar a Paridade de Juros a Descoberto – PJD para refletir uma economia com perfeita mobilidade de capitais, como foi mostrado no início do capítulo. Para efeitos de estimação adiciona-se um termo aleatório referente ao resíduo e o termo defasado pode ser adicionado se necessário sob o ponto de vista econométrico ao se estimar a equação. Então, diferentemente da equação desenvolvida por Edwards e Kahn (1985), como pode ser visto no Apêndice, considera-se o seguinte modelo:

$$i_t = i_t^* + [E_t(e_{t+1}) - e_t] + x_t + v_{3t} \quad (22)$$

$$\dot{i}_t = \dot{i}_t^* + \dot{e}_t + x_t + v_{3t} \quad (23)$$

Sendo e a taxa de câmbio; i a taxa de juros interna; i^* a taxa de juros internacional; x o prêmio de risco (risco de *default* ou percepção de risco dos investidores); $\dot{e} = E_t(e_{t+1}) - e_t$.

Já a taxa de câmbio é influenciada pela taxa de juros²⁴, pois uma política monetária expansionista reduz a taxa de juros abaixo da taxa internacional que, por sua vez, provoca uma saída de capital externo e desvaloriza a taxa de câmbio. Como o fluxo de capitais é elástico à taxa de juros, a taxa de câmbio deprecia-se para aumentar o saldo em Transações Correntes de modo a equilibrar as contas externas. Ao novo equilíbrio do Balanço de Pagamentos, a taxa de juros permanece inalterada, mas o PIB elevou-se e a taxa de câmbio depreciou-se, ou seja, a taxa de câmbio é influenciada pelo produto. O risco-país também deve ser considerado na análise da taxa de câmbio, pois quanto maior esse risco, menos atratividade de capital terá esse país. Esse menor

²⁴ Deve-se ressaltar que no modelo II original, Ahn (1994) utilizou a oferta de moeda como determinante da taxa de câmbio, como pode ser visto na seção 1.2 do Apêndice. Como é a partir de mudanças na taxa de juros que tendem a afetar a taxa de câmbio, optou-se por utilizá-la nesse modelo.

fluxo de capital faz depreciar a moeda local (aumenta a taxa de câmbio). Desse modo, a taxa de câmbio pode ser determinada pela equação:

$$e_t = d_1 + d_2 i_t + d_3 \log y_t + d_4 x_t + v_{4t} \quad (24)$$

Sendo: e_t é a taxa de câmbio; i_t é a taxa de juros doméstica; y_t é o PIB real; x_t é a variável referente ao risco-país; v_{4t} é o termo de erro aleatório e espera-se que $d_2 < 0$; $d_3 > 0$; $d_4 > 0$.

4.3 Modelo III – Modelo geral

Segundo Edwards e Khan (1985), os modelos anteriores mostram os dois casos extremos referentes ao grau de abertura da economia para a mobilidade de capital. No entanto, pode ser que existam controles ou restrições sobre os fluxos de capitais. Mesmo assim, ao menos no curto prazo, tanto fatores internos quanto externos devem afetar o comportamento da taxa de juros. Um modo de lidar com isso é combinar esses dois modelos extremos, dando origem a um Modelo geral, denominado de Modelo III. A idéia é combinar as equações (17) ou (18) e (23), bem como as equações (19) e (24), obtendo as equações abaixo. As equações originais desenvolvidas por Edwards e Kahn (1985) e Ahn (1994) podem ser vistas no Apêndice.

$$i_t = A_1 \left\{ a_1 (1 + \pi_t^e) + a_2 (1 + \pi_t^e) \log m_{t-1} + a_3 (1 + \pi_t^e) \log y_t + [1 + a_4 (1 + \pi_t^e)] \pi_t^e + \sigma_{1t} \right\} + A_2 \left[\left(\dot{i}_t^* + \dot{e}_t + x_t \right) + v_{3t} \right]$$

$$i_t = \phi_0 + \phi_1 (1 + \pi_t^e) + \phi_2 (1 + \pi_t^e) \log m_{t-1} + \phi_3 (1 + \pi_t^e) \log y_t + \phi_4 (1 + \pi_t^e) \pi_t^e + \phi_5 \left(\dot{i}_t^* + \dot{e}_t + x_t \right) + u_{1t} \quad (25)$$

$$e_t = A_1 (b_1 + b_2 c a_t + v_{2t}) + A_2 (d_1 + d_2 i_t + d_3 \log y_t + d_4 x_t + v_{4t})$$

$$e_t = \psi_1 + \psi_2 c a_t + \psi_3 i_t + \psi_4 \log y_t + \psi_5 x_t + u_{2t} \quad (26)$$

Sendo: $\phi_0 = -A_1$; $\phi_1 = A_1 + A_1 a_1$; $\phi_2 = A_1 a_2$; $\phi_3 = A_1 a_3$; $\phi_4 = A_1 a_4$; $\phi_5 = A_2$; $u_1 = A_1 \sigma_{1t} + A_2 v_{3t}$; $\psi_1 = A_1 b_1 + A_2 d_1$; $\psi_2 = A_1 b_2$; $\psi_3 = A_2 d_2$; $\psi_4 = A_2 d_3$; $\psi_5 = A_2 d_4$; $u_1 = A_1 \sigma_{1t} + A_2 v_{3t}$; $u_2 = A_1 v_{2t} + A_2 v_{4t}$. A_2 representa o grau de mobilidade de capital; A_1 representa a participação de fatores domésticos na

determinação das taxas de juros e de câmbio. Sendo $0 \leq A_1 < 1$; $0 \leq A_2 < 1$; $A_1 + A_2 = 1$. Sabe-se que: $\phi_2 \leq 0$; $\phi_3 \geq 0$, $0 \leq \phi_5 < 1$; $\psi_2 \leq 0$; $\psi_3 \leq 0$; $\psi_4 \geq 0$; $\psi_5 \geq 0$.

Novamente, se fosse considerada baixa inflação, o termo $r_t \pi^e_t$ pode ser considerado como muito pequeno ou zero. Assim, a partir dos mesmos procedimentos feitos acima, a equação (25) poderia ser escrita como (ver Apêndice):

$$i_t = A_1(a_0 + a_2 \log m_{t-1} + a_3 \log y_t + a_5 \pi^e + v_{1t}) + A_2 \left[\left(i_t^* + \dot{e}_t + x_t \right) + v_{3t} \right]$$

$$i_t = \omega_1 + \omega_2 \log m_{t-1} + \omega_3 \log y_t + \omega_4 \pi^e + \omega_5 \left(i_t^* + \dot{e}_t + x_t \right) + \varepsilon_{1t} \quad (27)$$

Sendo $\omega_1 = A_1 a_0$; $\omega_2 = A_1 a_2$; $\omega_3 = A_1 a_3$; $\omega_4 = A_1 a_5$; $\omega_5 = A_2$; $\varepsilon_{1t} = A_1 v_{1t} + A_2 v_{3t}$.

Nesse modelo, se a economia for totalmente fechada ocorre que $A_2 = 0$ e $A_1 = 1$ (Modelo I). Se a economia apresentar perfeita mobilidade de capital, tem-se que $A_1 = 0$ e $A_2 = 1$ (Modelo II). Com mobilidade imperfeita de capitais, tem-se $0 < A_2 < 1$; mostrando que quanto maior a abertura econômico-financeira, mais o coeficiente de A_2 se aproximará de um e quanto mais fechada se apresentar a economia, mais esse coeficiente será próximo de zero.

Esse modelo geral, apresentado por Edwards e Khan (1985) e Ahn (1994), pode ser expandido para que seja possível determinar os efeitos de mudanças na política monetária sobre as taxas de juros e de câmbio e, também, para investigar quais fatores possuem maior influência na determinação das taxas de juros e de câmbio durante o processo de liberalização da economia, que se intensificou no Brasil a partir de 1990. A variável m da equação (27) pode ser substituída por duas variáveis que captam a política monetária adotada: a base monetária ($b0$) e a razão entre depósitos compulsórios dos bancos comerciais na Autoridade Monetária e depósitos à vista nos bancos comerciais ($R3$). Ou seja:

$$i_t = \varphi_1 + \varphi_2 \log b0_t + \varphi_3 R3_t + \varphi_4 \log y_t + \varphi_5 \pi^e + \varphi_6 \left(i_t^* + \dot{e}_t + x_t \right) + u_{1t} \quad (28)$$

A equação (26) ilustra a possibilidade de relações inversas da taxa de juros e risco de *default* e seus efeitos sobre a taxa de câmbio. Um aumento na taxa de juros pode provocar um

efeito ambíguo sobre a taxa de câmbio. Sob a teoria econômica tradicional, esse aumento nos juros faz aumentar o fluxo de capitais sobre o país. Isso faria valorizar a taxa de câmbio. No entanto, a percepção de risco de *default* pode se elevar de tal forma que o efeito sobre a taxa de câmbio é no sentido de desvalorização, como observado por Blanchard (2004), Favero e Giavazzi (2004) e Leichsenring (2004), além de explicitado pela teoria pós-keynesiana a partir da hipótese da fragilidade e instabilidade financeiras de Minsky. Isso poderá ocorrer dependendo da magnitude dos parâmetros estimados nas equações. Desse modo, o modelo geral aqui descrito é importante também para a formulação da política monetária.

4.4 Procedimentos econométricos adotados

A metodologia utilizada por Ahn (1994) para estimar as equações (26) e (27) descritas na seção 4.3 para os países Coréia do Sul e Cingapura foi o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO e a autocorrelação (de primeira ou segunda ordem) corrigida por Cochrane-Orcutt. O autor realizou testes de raiz unitária, utilizando Dickey-Fuller - ADF e, segundo o autor, como as variáveis são integradas de primeira ordem, aplicou o teste de cointegração a partir da metodologia proposta por Phillips, Ouliaris e Hansen. A metodologia é aplicada e adaptada no presente trabalho, de acordo com as necessidades apresentadas durante o processo de estimação dos modelos. Foram realizados também testes para múltiplas raízes unitárias a partir do procedimento de Dickey-Pantula, teste de raiz unitária sazonal, teste de raiz unitária com quebras estruturais, descritos em Enders (1995), Hylleberg et al. (1990) e Perron (1989, 1993a, 1993b).

Para avaliar a eficácia do modelo teórico acima desenvolvido (equações 25, 26, 27 e 28) - sendo que as equações 25, 27 e 28 são alternativas entre si - e de sua estimação via Mínimos Quadrados Ordinários - MQO, este trabalho utilizará, alternativamente, a metodologia Vetor Autorregressivo - VAR. De acordo com essa metodologia, todas as variáveis presentes no modelo podem ser consideradas como endógenas. O interesse aqui é analisar as inter-relações entre as variáveis via análise dos impactos de choques sobre as variáveis consideradas no sistema VAR, verificar a duração e o impacto desses choques e em qual período de tempo eles foram mais importantes. Além disso, a partir da decomposição da variância do erro de previsão podem-se observar quais variáveis possuem maior influência sobre as variáveis de interesse (no caso dessa

tese, a taxa de juros nominal e a taxa de câmbio). Todos os métodos econométricos utilizados são descritos a seguir.

4.4.1 Testes de Raiz Unitária de Dickey-Pantula e Dickey-Fuller

De acordo com Enders (1995) há importantes diferenças entre séries temporais estacionárias e não estacionárias. Uma delas é que choques em séries estacionárias são temporários, ou seja, eles se dissipam ao longo do tempo e a série irá voltar à sua média de longo prazo. Já as séries não-estacionárias possuem componentes permanentes; a média e a variância são dependentes do tempo, ou seja, não possuem uma média constante ao longo do tempo. Desse modo, segundo Harris (1995), as séries estacionárias possuem tendência determinista, enquanto que séries não-estacionárias possuem tendência estocástica (ou aleatória). Por essa razão as séries não estacionárias não devem ser utilizadas (em nível) em um modelo de regressão linear (como a metodologia dos Mínimos Quadrados Ordinários), pois podem gerar um relacionamento espúrio entre as variáveis (sem significado econômico). Harris (1995) cita que um relacionamento espúrio entre variáveis mostra apenas a existência de uma correlação contemporânea com significância estatística ao invés de mostrar uma relação causal com significado econômico. Além disso, recomenda-se testar a presença de uma ou duas raízes unitárias, a partir dos procedimentos desenvolvidos por Dickey-Fuller e Dickey-Pantula, respectivamente.

Para verificar se existe mais de uma raiz unitária utilizou-se o procedimento de Dickey-Pantula – DP descrito em Enders (1995, p. 227) para todas as variáveis que foram utilizadas na análise empírica da presente tese, iniciando com o teste para duas raízes unitárias. Tal teste pode ser feito em duas etapas²⁵: 1) a partir da equação (29) testa-se a hipótese nula (H_0) de que há duas raízes unitárias, sendo a hipótese alternativa de que há uma raiz unitária; 2) rejeitada H_0 na primeira etapa, testa-se a existência de uma raiz unitária (H_0) ou se a série é estacionária (ou seja, aceita H_A), a partir da equação (30) descrita abaixo.

$$\Delta^2 y_t = \alpha + \beta t + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$H_0: \rho_1 = 0; H_A: \rho_1 < 0$$

²⁵ Os valores críticos dos testes de raiz unitária utilizados podem ser encontrados em MacKinnon (1991).

$$\Delta^2 y_t = \alpha + \beta t + \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta^2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

$$H_0: \rho_1 < 0, \rho_2 = 0; H_A: \rho_1 < 0, \rho_2 < 0$$

Sendo y a variável que está sendo testada; Δ^2 o operador de segunda diferença; α a constante; β a tendência determinista; t indica tempo; p o número de defasagens do modelo; ε o termo de erro.

Usou-se o procedimento proposto por Enders (1995) que trata da análise de significância dos parâmetros das equações (29) e (30), procedimento este que é semelhante ao descrito a seguir referente ao teste de Dickey-Fuller para uma raiz unitária.

No caso dos resultados dos testes de Dickey-Pantula terem apresentado variáveis com somente uma raiz unitária ou variáveis estacionárias em nível, optou-se por testar complementarmente o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller – DF ou Dickey e Fuller Aumentado - ADF²⁶ indicados para testar a existência de uma raiz unitária, com o objetivo de comparar com os resultados do teste de Dickey-Pantula. O procedimento utilizado foi o seguinte (também utilizado no teste de Dickey-Pantula, porém adaptado para as equações 29 e 30): 1) fazer o teste ADF com um número razoável de defasagens e verificar a significância da maior defasagem a partir do teste *t-student* e observar se existe autocorrelação dos resíduos, a partir do teste *Q* de *Ljung-Box*; 2) eliminar a última defasagem se não significativa até que esta seja estatisticamente significativa e os resíduos não autocorrelacionados; 3) comparar com o número de defasagens indicado pelos critérios de informação de Akaike e Schwarz; 4) definidas as defasagens necessárias, realizar o teste de raiz unitária e verificar a significância estatística dos termos deterministas do modelo; 5) definido o modelo de acordo com a significância dos termos deterministas, testar a hipótese nula de que existe uma raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série é estacionária em nível.

O número de defasagens necessárias para cada modelo (seja ele com os termos deterministas, somente com a constante ou sem os termos deterministas) pode ser definido a partir da análise da autocorrelação dos resíduos, a partir do teste *Q* de *Ljung-Box*. O teste *Q* com defasagem k ($Q(k)$) é um teste cuja hipótese nula é que não há autocorrelação dos resíduos até a defasagem k . Sendo T o número de observações e ρ_j a j -ésima autocorrelação dos resíduos, esse teste é computado da seguinte forma:

²⁶ O teste ADF está descrito no capítulo 4 de Enders (1995) e no capítulo 17 de Hamilton (1994).

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{\rho_j^2}{T-j} \quad (31)$$

Para que os testes de raiz unitária sejam válidos é necessário que a série de resíduos seja ruído branco (tenham distribuição normal com média zero e variância constante) e a inclusão dos termos defasados ao modelo corrige o problema de autocorrelação dos resíduos.

Para verificar a significância dos termos deterministas durante o procedimento acima descrito (no quarto passo) inicia-se com o modelo completo, ou seja, com tendência determinista e com constante. Têm-se:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (32)$$

Primeiramente, testa-se o coeficiente da tendência a partir do valor da estatística *t-Student* dada pela estimativa da equação (32), com distribuição $\tau_{\beta t}$ ($H_0: \beta=0$ e $H_A: \beta \neq 0$). Recomenda-se também fazer testes conjuntos para β e ρ (distribuição Φ_3) e para α , β e ρ (distribuição Φ_2). Para isso, o cálculo do teste se dá a partir da Soma do Quadrado dos Resíduos dos modelos restrito ($SQRes(2)$) e não restrito ($SQRes(3)$), do número de observações utilizadas (T) e do número de parâmetros do modelo não restrito (k), como mostra abaixo.

A) $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (\alpha, 0, 0)$

Modelo restrito (2) – sem tendência: $\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Modelo não-restrito (3) – modelo completo: $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Teste: $\Phi'_3 = \frac{[SQRes(2) - SQRes(3)]/2}{SQRes(3)/(T-k)}$

B) $H_0: (\alpha, \beta, \rho) = (0, 0, 0)$

Modelo restrito (1) – modelo sem termos deterministas: $\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

Modelo não-restrito (3): $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$

$$\text{Teste: } \Phi'_2 = \frac{[SQRes(1) - SQRes(3)]/2}{SQRes(3)/(T-k)}$$

Se as hipóteses nula dos testes Φ_3 e Φ_2 e do teste individual do coeficiente da tendência forem rejeitados (prevalecendo os resultados dos testes conjuntos), deve-se testar se o coeficiente da variável defasada (ρ) é zero, ou seja, se há raiz unitária na série. Para isso, utiliza-se a estatística *t-student* com distribuição τ_r . Se essa hipótese de raiz unitária for rejeitada, tem-se uma série estacionária em torno de uma tendência determinista e de um intercepto. Por outro lado, caso os testes conjuntos e individual para a tendência não rejeite H_0 (prevalecendo os primeiros testes), então, a tendência deve ser desconsiderada do modelo. Parte-se para o modelo que considera apenas a constante e, após redefinir o número de defasagens significativas e necessárias para não haver autocorrelação dos resíduos, testa-se a significância da constante a partir da estatística *t* com distribuição $\tau_{\alpha\mu}$. Um novo teste conjunto deve ser feito, como mostra abaixo.

C) $H_0: (\alpha, \rho) = (0, 0)$.

$$\text{Modelo restrito (1): } \Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Modelo não-restrito (2): } \Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Teste: } \Phi'_1 = \frac{[SQRes(1) - SQRes(2)]/2}{SQRes(2)/(T-k)}$$

Novamente, se a hipótese nula do teste Φ_1 for rejeitada testa-se se o parâmetro ρ é igual a zero, com distribuição τ_μ . Caso não se rejeite a hipótese de que existe uma raiz unitária, a série é não estacionária com *drift* ou, se rejeitada, a série é estacionária em torno de uma constante (intercepto). Se não for rejeitada a hipótese de que a constante é zero (testes Φ_1 e $\tau_{\alpha\mu}$, prevalecendo o primeiro) deve-se retirar a constante e reestimar o modelo (agora sem termos deterministas), redefinindo as defasagens que devem ser incorporadas no mesmo. Testa-se o parâmetro ρ , agora com distribuição τ . Se a hipótese nula de que há raiz unitária não for rejeitada, tem-se uma série não estacionária que deve ser utilizada em primeira diferença na análise econométrica. Caso contrário, a série é estacionária, ou seja, pode ser utilizada em nível.

4.4.2 Teste de Raiz Unitária sazonal

Pode ser que haja a necessidade de se testar a ocorrência de raiz unitária sazonal, caso se opte por usar séries com periodicidade trimestral que possam apresentar um comportamento sazonal. Para isso, utilizou-se o teste de Hylleberg et al. (1990)²⁷, como descrito na equação (33) abaixo:

$$y_{4t} = \pi_1 y_{1,t-1} - \pi_2 y_{2,t-1} + \pi_3 y_{3,t-1} - \pi_4 y_{3,t-2} + \varphi_1 y_{4,t-1} + \varepsilon_t \quad (33)$$

Sendo: y = variável a ser testada.

Descrição das variáveis do teste:

$$y_{4t} = y_t - y_{t-4}; \quad y_{1,t-1} = y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4}; \quad y_{2,t-1} = y_{t-1} - y_{t-2} + y_{t-3} - y_{t-4}; \quad y_{3,t-1} = y_{t-1} - y_{t-3}; \quad y_{4,t-1} = y_{t-1} - y_{t-5}$$

São realizados três testes sobre a estimativa da equação (33), descritos abaixo:

- 1) $H_0: \pi_1 = 0$, $H_1: \pi_1 < 0$;
- 2) $H_0: \pi_2 = 0$, $H_1: \pi_2 < 0$;
- 3) $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$, $H_1: \pi_3 \neq 0$, $\pi_4 \neq 0$.

O primeiro teste se refere à hipótese nula de que há raiz unitária sazonal na frequência zero, ou seja, existe uma raiz unitária comum semelhante à de Dickey-Fuller. O segundo testa se existe uma raiz unitária sazonal na frequência semestral (se há dois ciclos sazonais por ano) e a terceira testa se existe raiz unitária sazonal na frequência anual (se há um ciclo sazonal por ano). Os valores críticos correspondentes a esses testes podem ser encontrados em Hylleberg et al. (1990).

4.4.3 Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural

É importante ressaltar que a economia brasileira apresentou importantes mudanças ao longo do período analisado neste trabalho, conforme visto no terceiro capítulo. Entre elas destacaram-se: a inflação elevada no início da década de 1990; o Plano Real de julho de 1994 a

²⁷ Também conhecido como teste HEGY por se referir aos autores Hylleberg, Engle, Granger e Yoo.

final de 1998; a mudança do regime de taxa de câmbio em janeiro de 1999, a implementação do regime de metas de inflação em junho de 1999 e a turbulência durante o período pré-eleitoral no segundo semestre de 2002, que afetaram os comportamentos de alguns indicadores econômicos. Isso pode gerar impactos relevantes sobre as variáveis analisadas, viesando os resultados dos testes de raiz unitária no sentido de não rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária. Desse modo, faz-se necessário analisar se ocorreram quebras estruturais nesses períodos principalmente para as variáveis que apresentarem não-estacionariedade em nível. Para tanto é importante verificar quais são essas quebras e se elas podem ser observadas nos gráficos das séries, como será feito no capítulo 5.

Perron (1989, 1993b) sugerem dois tipos de modelos que captam uma mudança estrutural: os aditivos e os inovacionais. Para os modelos aditivos o impacto do choque é imediato, enquanto que nos inovacionais esse impacto é gradual. Os primeiros modelos podem apresentar três variantes: (1) mudança no intercepto; (2) mudança no intercepto e na declividade; (3) mudança na declividade (ou na taxa de crescimento da função tendência, sem mudanças significativas no nível da série). A estimação é feita em duas etapas sendo que, na primeira, só se consideram os termos deterministas e na segunda etapa, a partir dos resíduos obtidos, faz-se o teste de raiz unitária por ADF. Os valores críticos da variável defasada são encontrados em Perron (1989, 1993a) ou um teste similar a este último. Nessa etapa testa-se a hipótese nula de que o parâmetro do termo defasado é igual à unidade contra a hipótese alternativa de que ele é menor do que um (ou seja, a série é estacionária).

Modelo Aditivo - Primeira Etapa (três casos):

Modelo Aditivo 1:

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta DU_t + \nu_t \quad (34)$$

Sendo: α = intercepto; βt = tendência determinista; $DU_t = 1$ se $t > T$ e zero caso contrário; $t = 1, 2, \dots, T, \dots, n$ e representa o tempo; T é o momento no tempo que ocorreu a quebra estrutural.

Modelo Aditivo 2:

$$y_t = \alpha + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \nu_t \quad (35)$$

Sendo: $DT = t - T$ se $t > T$ e zero caso contrário; representa uma variável que capta a mudança na inclinação da função tendência.

Modelo Aditivo 3:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma DT_t + \nu_t \quad (36)$$

Segunda Etapa para os Modelos Aditivos 1 e 2 :

$$\Delta \tilde{\nu}_t = \alpha \tilde{\nu}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(T)_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{\nu}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Sendo: $\tilde{\nu}$ = resíduos estimados nos modelos (34) e (35); $D(T)_t = 1$ se $t = T + 1$ e zero caso contrário.

Para o Modelo Aditivo 3, equação (36), como não há mudança de nível envolvendo os dois segmentos da tendência a partir do ponto de quebra estrutural, não há a necessidade de se incorporar a variável *dummy* na regressão dos resíduos nessa segunda etapa. Faz-se um teste de raiz unitária do tipo Dickey-Fuller Aumentado, como a equação abaixo (segunda etapa para o Modelo Aditivo 3):

$$\Delta \tilde{\nu}_t = \alpha \tilde{\nu}_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{\nu}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

Os modelos inovacionais especificam que os choques ou as mudanças na função tendência afetam o nível das séries tal como fazem os choques regulares. O efeito temporal dos choques aleatórios é facilmente analisado usando uma representação de média móvel do componente estocástico (representado pela parte autorregressiva). Perron (1993b) especifica dois modelos para este caso, descritos pelas equações (39) e (40) abaixo:

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \delta D(T)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta y_{t-i} + \nu_t \quad (39)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma DT_t + \delta D(T)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta y_{t-i} + \nu_t \quad (40)$$

Sendo a_i correspondente à representação autorregressiva do polinômio de média móvel; $DU_t = 1$ e $DT_t = (t-T)$ para $t > T$ e 0 caso contrário; $D(T)_t = 1$ para $t = T + 1$ e 0 caso contrário; T é o momento da quebra estrutural. Uma possibilidade para escolher o número de defasagens k é aquela que minimiza o critério de informação Akaike²⁸, conforme Perron (1993b), verificando também a autocorrelação dos resíduos (de forma que não sejam autocorrelacionados).

Para o modelo (39) as hipóteses nulas impõem restrições aos coeficientes, que são: $\alpha = 1$, $\theta = \beta = 0$ e, em geral, $\delta \neq 0$ (se houver uma mudança no intercepto). Já para o modelo (40) essas restrições são: $\alpha = 1$, $\beta = \gamma = 0$ e, em geral, $\delta \neq 0$. Para as hipóteses alternativas têm-se as seguintes especificações: $\alpha < 1$ (em módulo) e, em geral, $\delta = 0$ em ambos os modelos.

Utilizou-se a visualização gráfica de cada série para detectar qual seria a quebra estrutural mais adequada e, assim, definir o melhor modelo a ser utilizado, e realizar o teste de raiz unitária como descrito em Perron (1993b). Optou-se por escolher exogenamente o momento da quebra estrutural, baseado em mudanças de políticas econômicas ou em choques sofridos pela economia brasileira, como descrito no capítulo 3.

Pode ser que algumas séries tenham sofrido mais de uma quebra estrutural durante o período de 1990 a 2006. O procedimento adotado para testar mais de uma quebra estrutural foi desenvolvido por Franses e Haldrup (1994) e consiste em testar raiz unitária via teste de Dickey-Fuller Aumentado inserindo variáveis binárias (do tipo pulso) para cada período de quebra estrutural, assim como as defasagens dessas binárias de acordo com o número de defasagens necessárias da variável dependente para corrigir a autocorrelação dos resíduos, como mostra a equação (41) a seguir:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \sum_{j=0}^k \varpi_{ij} D(T)_{t-i}^j + \varepsilon_t \quad (41)$$

Sendo y a variável a ser testada; $D(T) = 1$ se $t = T^j + 1$ e zero caso contrário; T^j é o período de quebra estrutural no período j .

Os valores críticos são os mesmos dos utilizados nos testes de ADF.

²⁸ O critério de informação Akaike - AIC descrito em Enders (1995) pode ser escrito como: $AIC = N \ln(SQRes) + 2n$; $SQRes$ é a soma do quadrado dos resíduos; N é o número de observações que foram usadas; n é o número de parâmetros estimados.

4.4.4 Análise de regressão em séries temporais

Para estimar as equações (25), (26), (27) e (28) apresentadas anteriormente, será feita, inicialmente, uma regressão comum (regressão múltipla) para cada equação, por Mínimos Quadrados Ordinários, e serão aplicados os testes sobre os resíduos para especificar os ajustes necessários para se obter estimadores consistentes e não-viesados. Devem ser testadas a autocorrelação serial (a partir do multiplicador de Lagrange – Breusch-Godfrey para uma defasagem - e do teste Q de Ljung-Box²⁹), a heteroscedasticidade padrão (teste de White) e multicolineariedade (correlação simples entre duas variáveis explicativas). Para ambos os testes de autocorrelação dos resíduos e para o teste de White, a hipótese nula é que os resíduos são não-autocorrelacionados e homoscedásticos, respectivamente para cada teste.

Se houver autocorrelação dos resíduos deve-se corrigir de acordo com o procedimento desenvolvido por Cochrane-Orcutt, descrito em Wooldridge (2006), como feito por Ahn (1994), ou pelo método não linear (descrito a seguir). No caso da heteroscedasticidade será utilizado o teste de White para detectá-la e, caso seja confirmada, os dados serão transformados e estimados por Mínimos Quadrados Ponderados (procedimento descrito a seguir). Caso sejam detectadas tanto a heteroscedasticidade quanto a autocorrelação da série de resíduos obtidas a partir do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários deve-se, primeiramente, transformar os dados para corrigir a heteroscedasticidade (via estimativa por Mínimos Quadrados Ponderados) e depois estimar a partir do procedimento de Cochrane-Orcutt ou pelo método não linear.

De acordo com Wooldridge (2006, p. 248), resíduos heteroscedásticos não causam viés ou inconsistência na estimativa dos parâmetros a partir do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários - MQO. No entanto, a estatística t sob heteroscedasticidade gerada nesse procedimento não possui distribuição t -Student. O mesmo ocorre para as estatísticas F e LM , pois não possuem distribuição F e Qui -quadrado, respectivamente. Para lidar com o problema de heteroscedasticidade desconhecida podem-se utilizar alguns procedimentos, tais como transformação das variáveis a partir do Método dos Mínimos Quadrados Ponderados - MQP. Outra opção ou juntamente com a estimativa por MQP seria considerar os parâmetros gerados por MQO e utilizar estimativas consistentes de covariância de White ou de Newey-West HAC. Deste

²⁹ A estatística $Q(k)$ de Ljung-Box na defasagem k utilizado refere-se ao teste sob hipótese nula de que não há autocorrelação até a defasagem k . Este teste é mostrado nas regressões originais apresentadas na seção 2 do Anexo B.

modo, pode-se ponderar apenas o erro-padrão estimado, resultando, assim, em estatísticas consistentes de t , F e LM . A matriz de covariância de White é definida como (EViews, 2004):

$$\hat{\Sigma}_w = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t' \right) (X'X)^{-1} \quad (42)$$

Sendo T o número de observações, k o número de regressores, X é a matriz de variáveis explicativas e u_t é o resíduo de MQO.

Já o método de correção da matriz de covariância de Newey-West leva em conta não só o problema de heteroscedasticidade, mas também o de autocorrelação dos resíduos. O estimador é dado como (EViews, 2004):

$$\hat{\Sigma}_{NW} = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \hat{\Omega} (X'X)^{-1} \quad (43)$$

Sendo

$$\hat{\Omega} = \frac{T}{T-k} \left\{ \sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t' + \sum_{v=1}^q \left(1 - \frac{v}{q+1} \right) \sum_{t=v+1}^T (x_t u_t u_{t-v} x_{t-v}' + x_{t-v} u_{t-v} u_t x_t') \right\}$$

e q é o parâmetro que representa o número de autocorrelações usadas na avaliação dinâmica dos resíduos de MQO (u_t).

A autocorrelação dos resíduos pode ser corrigida (em dois estágios) também via matriz de variância e covariância do erro. Alguns procedimentos apontados pela literatura foram desenvolvidos por Prais-Winsten – PW e Cochrane-Orcutt - CO. Outro procedimento seria a partir da aproximação não-linear, sendo estimada simultaneamente com os parâmetros da regressão original em uma única equação. Rao e Griliches (1969) comparam esses procedimentos e concluem que, para grandes amostras, tanto os procedimentos em dois estágios citados acima (PW e CO) quanto a aproximação não-linear são igualmente eficientes. No entanto, em princípio, para pequenas amostras, o procedimento não-linear deve apresentar mais informação do que os procedimentos com uma única iteração. Assim, optou-se por utilizar o método não-linear de correção da autocorrelação dos resíduos por se trabalhar com pequenas amostras nesta tese.

O software E-Views 5.0 permite corrigir o erro-padrão gerado pelo Método dos Mínimos Quadrados Ordinários sob presença de heteroscedasticidade por ambos os

procedimentos de White e Newey-West. No entanto, para o método de Mínimos Quadrados Ponderados (para correção da heteroscedasticidade), foi utilizado o seguinte procedimento, descrito em Wooldridge (2006, p. 397):

- (i) estimar o modelo por MQO padrão e guardar os resíduos \hat{u}_i ;
- (ii) fazer a regressão de $\ln(\hat{u}_i^2)$ sobre as variáveis exógenas e chamar os valores estimados de \hat{g}_i ;
- (iii) obter a série $\hat{h}_i = e^{(\hat{g}_i)}$;
- (iv) estimar nova regressão com os dados transformados (todas as variáveis do modelo devem ser divididas por $\hat{h}_i^{1/2}$, inclusive a constante).

Assim, para essa tese foi utilizado o MQP para correção da heteroscedasticidade e, caso esta não tenha sido totalmente corrigida, foram utilizadas as matrizes de variância-covariância de White ou Newey-West (esta no caso de se ter também problema de autocorrelação dos resíduos) ao estimar por MQP.

A autocorrelação dos resíduos pode ser corrigida via técnicas de regressão não-linear. Para estimar um modelo com resíduos contendo um comportamento autorregressivo de primeira ordem ou AR(1), transforma-se o modelo linear (EViews, 2004):

$$\begin{aligned} y_t &= x_t' \beta + u_t \\ u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (44)$$

em um modelo não-linear, ao substituir a segunda equação na primeira e rearranjando:

$$y_t = \rho y_{t-1} + (x_t + \rho x_{t-1})' \beta + \varepsilon_t \quad (45)$$

Os coeficientes β e ρ são estimados simultaneamente ao aplicar o Método dos Mínimos Quadrados Não-Lineares usando algoritmo de Marquardt na equação transformada.

4.4.5 Análise VAR (Vetor Autorregressivo)

Um importante fator a ser considerado na análise empírica se refere à exogeneidade das variáveis de um modelo. Na análise de regressão realizada anteriormente foi pressuposto que somente as variáveis taxa de juros CDI e a taxa de câmbio são, individualmente, endógenas, e todas as demais são determinadas fora do modelo ou exógenas. A análise VAR não faz, *a priori*, essa pressuposição, pois todas as variáveis também podem ser consideradas como endógenas. Com isso, o objetivo da análise VAR é determinar as inter-relações entre as variáveis do modelo e não as estimativas dos parâmetros em si. Pode-se ter, assim, uma análise dinâmica do impacto de um choque aleatório sobre o sistema de variáveis do modelo VAR. No entanto, para que seja possível realizar o processo de estimação desse método empírico algumas restrições devem ser impostas no modelo teórico.

No modelo teórico apresentado no quarto capítulo, para o modelo referente à taxa de juros partiu-se da equação de Fisher, pressupôs-se um processo de ajustamento para o mercado de moeda para que se tenha equilíbrio nesse mercado, utilizou-se a Paridade de Juros a Descoberto e se chegou a uma equação de determinação da taxa de juros. Para o modelo de câmbio partiu-se de argumentos da teoria keynesiana para se chegar às equações de determinação da taxa de câmbio. Além disso, em ambos os modelos incluíram-se constatações empíricas previamente definidas. Na análise VAR são consideradas as variáveis relevantes em afetar a taxa de juros e a taxa de câmbio, sem se fazer *a priori* pressuposições de causalidade, mas sim, considerando essas duas variáveis como totalmente endógenas (individualmente). Assim, essa seria uma forma de modelagem alternativa para se verificar os impactos dos choques nas variáveis tidas como explicativas sobre as taxas de juros e de câmbio.

A análise VAR foi feita em paralelo à análise de regressão, com a finalidade de complementar a análise dos resultados e comparar os resultados dessas metodologias econométricas. Com isso, foi feito, primeiramente, dois modelos tanto para a determinação da taxa de juros quanto para a taxa de câmbio, um sem incluir o risco de *default* e o outro com esse risco, usando como “proxy” desse risco a relação Dívida Líquida do Setor Público e o PIB e, também, o *spread* do C-Bond (no caso do modelo de juros estas variáveis são incluídas na condição de Paridade de Juros a Descoberto).

Previamente, antes das análises da função impulso-resposta e da decomposição da variância, para definir o número de defasagens do modelo VAR foram utilizados os critérios de informação Akaike - AIC, Schwarz - SC, Hannan-Quinn - HQ, Final Prediction Error - FPE e multiplicador de Lagrange - LR, descritos em Enders (1995), sendo os testes realizados com no máximo quatro defasagens devido ao restrito número de observações disponível, e a análise do correlograma dos resíduos. Optou-se por considerar o menor número de defasagens indicado por alguns dos critérios acima e/ou verificando se o correlograma dos resíduos apresenta um resultado aceitável (foi permitida alguma correlação dos resíduos para que não seja necessário utilizar defasagens de maiores ordens por estas reduzirem o número de graus de liberdade significativamente, prejudicando os resultados). Além disso, para garantir a estacionariedade e a estabilidade do modelo VAR, foi feita a verificação do inverso das raízes características das variáveis defasadas, que devem estar dentro do círculo unitário.

Pode-se escrever um VAR bivariado de primeira ordem (uma defasagem para cada variável) sob a seguinte forma original (ENDERS, 1995), sob forma de sistema ou de matriz:

$$\begin{cases} y_t = b_{10} - b_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ x_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{xt} \end{cases} \quad \text{ou} \quad \begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{pmatrix} \quad (46)$$

Sendo que y_t e x_t são as variáveis endógenas do sistema (e são estacionárias); b_{10} e b_{20} são termos constantes, $-b_{12}$ e $-b_{21}$ são os efeitos contemporâneos de x_t sobre y_t e de y_t sobre x_t , respectivamente; γ_{11} , γ_{12} , γ_{21} e γ_{22} são parâmetros a serem estimados, ε_y e ε_x os termos de erro ruído branco, não correlacionados entre si e com desvio-padrão σ_y e σ_x , respectivamente.

Os termos ε_{yt} e ε_{xt} são inovações puras (ou “choques”) em y_t e x_t , respectivamente. Deve-se notar que, para valores não nulos de b_{21} , o termo ε_{yt} tem um efeito direto contemporâneo sobre x_t e, analogamente, para valores não nulos de b_{12} , o termo ε_{xt} tem um efeito direto contemporâneo sobre y_t .

Para o modelo VAR descrito acima se têm 9 parâmetros a serem estimados, incluindo as variâncias dos erros e a covariância entre eles. Assim, para que se possa ter um sistema identificado, algumas imposições de restrições são necessárias. Uma alternativa é utilizar a decomposição de Choleski, impondo que b_{21} é zero e, assim, tem-se uma matriz triangular

inferior. Desse modo, considerando que a variável y_t não tem efeito contemporâneo sobre x_t , a forma reduzida matricial do modelo é a seguinte:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{xt} \end{pmatrix} \quad (47)$$

Definindo:

$$a_{10} = b_{10} - b_{12}b_{20}$$

$$a_{11} = \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21}$$

$$a_{12} = \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22}$$

$$a_{20} = b_{20}$$

$$a_{21} = \gamma_{21}$$

$$a_{22} = \gamma_{22}$$

$$e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{xt}$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{xt}$$

$$\text{var}(e_1) = \sigma_y^2 + b_{12}^2\sigma_x^2$$

$$\text{var}(e_2) = \sigma_x^2$$

$$\text{cov}(e_1, e_2) = -b_{12}\sigma_x^2$$

E, sendo $\text{var}(e_i)$ e $\text{cov}(e_i, e_j)$ a variância e covariância do erro, respectivamente, têm-se, assim, 9 parâmetros sob forma reduzida e 9 no modelo original, resultando em um sistema exatamente identificado.

Optou-se por estimar o VAR padrão e utilizar a decomposição de Choleski pela dificuldade de convergência ao impor restrições na matriz de relações contemporâneas do VAR estrutural - SVAR devido ao pequeno número de observações utilizado na presente análise. Como se pode observar no modelo reduzido descrito acima, os resultados dependem da ordem de entrada das variáveis, pois estão associados ao coeficiente de correlação entre e_{1t} e e_{2t} . Devido a esse fato foram feitas várias simulações com diferentes ordens de entrada das variáveis (exceto as variáveis consideradas como totalmente endógenas nos modelos teóricos de determinação das taxas de juros e de câmbio apresentados, como o *cdi* e *de*, que foram colocadas por último em cada modelo), sendo aqui apresentada a ordenação que apresentou resultados com maior aproximação da teoria econômica. Um critério que pode ser adotado para definir essa ordenação consiste em verificar se existem relações entre as defasagens de uma variável sobre outra variável.

Isso pode ser feito a partir do teste de causalidade de Granger, descrito em Enders (1995, p. 315), sendo este um teste estritamente estatístico que não necessariamente reflete as relações de causalidade econômicas.

Foram feitas análises da Função Impulso-Resposta ou Função Resposta ao Impulso e da decomposição da variância do erro de previsão das variáveis referentes à taxa de juros e variação cambial. A Função Impulso-Resposta traça o efeito de um choque em um único período em uma das variáveis (a partir dos resíduos ε_{yt} e ε_{xt} do sistema VAR) sobre os valores presentes e futuros das variáveis endógenas do sistema. Um choque sobre a *i-ésima* variável não só afeta diretamente ela mesma, mas também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas do sistema a partir da estrutura dinâmica do VAR. Optou-se por analisar a Elasticidade do Impulso, que normaliza os resultados da Função Impulso-Resposta para a resposta em t do choque da variável em análise sobre ela mesma, sendo calculada da seguinte forma:

$$\text{Elasticidade}_{x,y} = \frac{\text{efeito de um choque em } y \text{ sobre } x \text{ no período } t}{\text{efeito de um choque em } y \text{ sobre } y \text{ no primeiro período}}$$

Sendo y a variável que esta sendo analisada e x uma variável do sistema VAR.

É possível decompor a variância do erro n passos a frente para cada um dos choques, a partir do procedimento descrito em Enders (1995, p. 311). Assim, a análise da decomposição da variância do erro de previsão indica, de modo geral, a parcela do movimento em uma seqüência de dados que é dada pelos seus próprios choques *versus* a parcela do movimento dado pelos choques das outras variáveis. Ou seja, de maneira simplificada, pode-se dizer que essa decomposição informa sobre a importância relativa de cada choque aleatório e, assim, de cada variável, em afetar ela mesma e as outras variáveis do sistema VAR.

4.6 Equações estimadas e variáveis utilizadas

Para estimar as equações (25), (26), (27) e (28) descritas na seção 4.3, o presente trabalho utilizou, inicialmente, dados mensais e a seguir dados trimestrais a partir do primeiro trimestre de 1990 até o quarto trimestre de 2006, disponíveis em órgãos oficiais do governo como

o Banco Central do Brasil - BACEN, o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE e o Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas - IPEA.

Algumas considerações devem ser feitas em relação aos dados utilizados para estimativa das equações. Primeiramente, podem existir problemas de sazonalidade em algumas variáveis consideradas no modelo. Assim, os testes de raiz unitária realizados conforme descritos anteriormente, em especial o teste de raiz unitária sazonal (HEGY), podem dizer quais variáveis têm esse problema. É de se esperar, por exemplo, que exista sazonalidade no PIB e, assim, optou-se por considerar o Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB como alternativa ao PIB real caso isso se confirme. Outra consideração se refere à possível existência de correlação elevada entre as variáveis explicativas do modelo, causando problemas de multicolinearidade. É de se esperar, por exemplo, uma elevada correlação entre PIB e meios de pagamento (M1), variáveis explicativas do modelo de determinação da taxa de juros. Uma solução para isso é fazer uma pressuposição de que a elasticidade-renda da demanda por moeda é unitária e usar uma variável combinada entre PIB e M1. Assim, pode-se definir a seguinte variável:

$$MPD_t = \left(\frac{PIB_t - MI_t}{deflator_t} \right) \quad (48)$$

Sendo que MPD é a variável combinada deflacionada entre PIB e M1, PIB é o Produto Interno Bruto em valores nominais, MI são os meios de pagamentos nominais, $deflator$ é o deflator implícito do PIB.

Outro fator se refere à possibilidade de se ter variáveis não estacionárias em nível. Caso isso ocorra, a primeira possibilidade é utilizar essa variável em diferença nos modelos a serem estimados, para que ela seja estacionária. Uma segunda alternativa é considerar outras opções de variáveis nos modelos. Um exemplo disso seria o caso da taxa de câmbio. Se esta não for estacionária (seja a partir dos testes de raiz unitária DP e ADF ou dos testes com quebras estruturais) poderia ser utilizada a taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal no modelo (26), já que esta entra no modelo de determinação da taxa de juros (25), (27) e (28) sob forma de variável externa ou Paridade de Juros a Descoberto. Para a variação da taxa de câmbio têm-se duas possibilidades: (1) a variação da taxa de câmbio entre t e $t-1$ (de_t) e (2) a taxa de crescimento da taxa de câmbio entre t e $t+1$ (de_t^*), como descrito abaixo (sendo e a taxa de câmbio nominal):

$$de_t = \frac{e_t}{e_{t-1}} - 1 \quad (49)$$

$$de_t^* = \frac{e_t}{e_{t+1}} - 1 \quad (50)$$

É importante ressaltar que foram utilizadas diferentes combinações de variáveis para as estimativas das equações (25), (26), (27) e (28), de acordo com as necessidades econométricas apresentadas. Além disso, algumas equações foram estimadas de duas maneiras: a primeira que não inclui o risco de *default* e a segunda que inclui esse risco nas estimativas, usando duas variáveis diferentes: o *spread* do C-Bond (D) e a relação Dívida Líquida do Setor Público e PIB (Div), além das possíveis defasagens destas.

O *spread* do C-Bond como variável “proxy” de risco foi escolhido por ser bastante utilizado na literatura e foi considerado até 2005 como base para as medidas de risco-país por não ter garantia do principal ou do juros. Esse título foi extinto em 15 de outubro de 2005 e substituído por outros títulos. A partir de então, o título da dívida externa mais negociado no mercado internacional passou a ser o Global 40, com vencimento em 2040. Além dessa variável, como ela se inicia somente em 1995, optou-se por também utilizar a razão entre a Dívida Líquida do Setor Público e o PIB como indicador de risco (variável disponível a partir do primeiro trimestre de 1991), pois quanto maior for essa relação, mais dificuldade terá o país de cumprir com as obrigações financeiras e, assim, maior o risco de *default* da dívida pública brasileira.

Para as estimativas que não incluem o risco de *default*, as equações (25), (26), (27) podem ser escritas da seguinte forma:

$$i_t = \phi_0 + \phi_1(1 + \pi_t^e) + \phi_2(1 + \pi_t^e) \log m_{t-1} + \phi_3(1 + \pi_t^e) \log y_t + \phi_4(1 + \pi_t^e) \pi^e + \phi_5 \left(i_t^* + \dot{e}_t \right) + u_{1t} \quad (51)$$

$$i_t = \omega_1 + \omega_2 \log m_{t-1} + \omega_3 \log y_t + \omega_4 \pi^e + \omega_5 \left(i_t^* + \dot{e}_t \right) + \varepsilon_{1t} \quad (52)$$

$$e_t = \psi_1 + \psi_2 ca_t + \psi_3 i_t + \psi_4 \log y_t + u_{2t} \quad (53)$$

Além dos modelos com e sem risco de *default*, foram feitas estimativas com diferentes combinações de variáveis. Para as equações (25) e (27), por exemplo, se houver elevada

correlação entre as variáveis PIB e os meios de pagamento, será utilizada a variável combinada *MPD*, como descrito anteriormente. Para o modelo (26), foram feitas combinações diferentes das defasagens das variáveis explicativas para se testar quais possuem efeitos explicativos mais relevantes (maior coeficiente de determinação), além de diferentes combinações de defasagens dessas variáveis.

As variáveis utilizadas em todos os modelos de determinação da taxa de juros foram a taxa de inflação IPCA e a taxa de juros internacional *Libor*. A taxa de inflação utilizada em todas as estimativas se refere à taxa IPCA, por ser esta a variável-chave para o regime de metas de inflação adotado pelo Banco Central do Brasil a partir de junho de 1999. A taxa de juros internacional que compõe a variável externa dos modelos de determinação da taxa de juros, tanto nos modelos com risco de *default* (aqui usado para formar a Paridade de Juros a Descoberto) quanto nos modelos sem risco, se refere à taxa *Libor* de seis meses em diversas moedas apurada com base no boletim diário do Banco Central do Brasil.

Os resultados dos testes de raiz unitária com quebras estruturais são importantes para mostrar se haverá a necessidade de se inserir variáveis binárias ou mesmo uma tendência determinista nos modelos de determinação da taxa de juros e de câmbio, modificando as equações apresentadas acima. Por exemplo, pode ser que o Plano Real, iniciado no segundo semestre de 1994, a mudança no regime cambial, em janeiro de 1999, e o conturbado período eleitoral do segundo semestre de 2002 demandem variáveis binárias que possam captar essas mudanças. Se isso ocorrer, as binárias terão valor igual a 0 para o período antes da mudança estrutural e 1 para o período a partir da mudança estrutural.

Desse modo, é importante listar aqui as variáveis (e as respectivas siglas usadas) que são utilizadas nas análises empíricas a partir das estimativas das equações (25), (26), (27) e (28), além de (51), (52) e (53) – com e sem risco de *default* - e também nos modelos VAR.

Para medir $\ln y_t$ (logaritmo natural do PIB) tem-se:

- $\ln y_t$: logaritmo natural do Produto Interno Bruto, deflacionado pelo deflator implícito do PIB³⁰. Série do sistema de Contas Nacionais do IBGE com referência no ano 2000 a partir de 1995, sendo o período anterior com referência em 1985 (IPEA, 2007);

³⁰ A série trimestral referente ao deflator implícito do PIB se inicia em 1991. Por isso, o ano de 1990 foi calculado pela autora seguindo a metodologia descrita pelo IBGE.

- $\ln y_t^*$: logaritmo natural do Índice Dessazonalizado do PIB (1995 = 100) – série encadeada do índice trimestral de base móvel com ajuste sazonal – Sistema de Contas Nacionais com referência no ano 2000 (IPEA, 2007);
- $\ln y_{t-4}^*$: logaritmo natural do Índice Dessazonalizado do PIB (1995 = 100) defasado em 4 trimestres - Sistema de Contas Nacionais com referência no ano 2000 (IPEA, 2007).

Para medir i_t (taxa de juros nominal):

- cdi_t : Taxa de juros nominal Certificado de Depósito Interbancário – CDI, série acumulada ao mês (BACEN, 2007) – transformada em trimestral pela autora;
- cdi_{t-1} : Taxa de juros CDI defasada em um trimestre;
- cdi_{t+1} : Taxa de juros CDI do próximo trimestre.

Para medir i_t^* (taxa de juros nominal internacional):

- i_t^* : Taxa de Juros *Libor* de seis meses em diversas moedas apurada com base no boletim diário (BACEN, 2007) – taxa média acumulada no trimestre, segundo IPEA (2007) e cálculos da autora.

Para medir a taxa de câmbio nominal e_t :

- e_t : Taxa média de câmbio nominal média de venda (R\$/US\$) - relação entre moeda nacional e moeda externa Ptax (BACEN, 2007; IPEA, 2007);
- e_{t-1} : Taxa de câmbio defasada em um trimestre;
- e_{t+1} : Taxa de câmbio no próximo trimestre;
- de_t : taxa de crescimento da taxa de câmbio em t em relação a $t-1$ – série da taxa de câmbio média de venda de BACEN (2007), IPEA (2007) e cálculos da autora.

Para medir \dot{e}_t (taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio):

- de_t^* : taxa de crescimento da taxa de câmbio de t em relação a $t+1$ – série da taxa de câmbio média de venda do Ptax (BACEN, 2007; IPEA, 2007);

Para medir π_t^e (taxa de inflação esperada):

- π_t^e : Taxa de inflação esperada - taxa de inflação IPCA observada acumulada no trimestre (IPEA, 2007).

Para medir as variáveis monetárias:

- $\ln M1_t$: logaritmo natural dos meios de pagamento M1 (BACEN, 2007);
- $\ln B0_t$: logaritmo natural da Base Monetária (BACEN, 2007);
- $R3_t$: razão entre depósitos compulsórios dos bancos comerciais na Autoridade Monetária e os depósitos à vista nos bancos comerciais (BACEN, 2007) usada para medir a alíquota do compulsório.

Para medir MPD_t :

- MPD_t : variável combinada entre PIB nominal e M1 nominal (meios de pagamento), deflacionada pelo deflator implícito do PIB (calculado pela autora);

Para medir $(i_t^* + \dot{e}_t)$ usada nas equações (51) e (52):

- ext_t : Variável externa composta pela soma da taxa de juros internacional (i_t^*) e da variação da taxa de câmbio entre t e $t-1$, ou (de_t) , segundo BACEN (2007), IPEA (2007) e cálculos da autora, ou seja, $ext_t = i_t^* + de_t$;
- ext_t^* : Variável externa composta pela soma da taxa de juros internacional (i_t^*) e da variação da taxa de câmbio entre t e $t+1$, ou (de_t^*) , segundo BACEN (2007), IPEA (2007) e cálculos da autora, ou seja, $ext_t^* = i_t^* + de_t^*$;

Para medir x_t :

- Div_t : Relação Dívida Líquida do Setor Público e PIB (BACEN, 2007).
- D_t : *Spread* do C-Bond em pontos-base sobre o título de mesma maturidade dos Estados Unidos (IPEA, 2007);
- D_{t-1} : *Spread* do C-Bond em pontos-base sobre o título de mesma maturidade dos Estados Unidos defasado em um trimestre (IPEA, 2007).

Para medir $(i_t^* + \dot{e}_t + x_t)$ - Paridade de Juros a Descoberto - PJD – usada nas equações (25), (27) e (28):

- PJD_t : Paridade de Juros a Descoberto usando *spread* do C-Bond como “proxy” da percepção de risco dos investidores, ou seja, $PJD_t = (i_t^* + de_t^* + x_t)$, calculado pela autora;
- PJD_t^* : Paridade de Juros a Descoberto usando a razão entre a Dívida Líquida do Setor Público e o PIB como “proxy” de percepção de risco dos investidores, ou seja, $PJD_t^* = (i_t^* + de_t^* + x_t)$, calculado pela autora.

Para medir ca_t :

- ca_t : Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes em US\$ bilhões (IPEA, 2007);
- ca_{t-1} : Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes defasado em um trimestre em US\$ bilhões (IPEA, 2007);
- ca_{t-2} : Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes defasado em dois trimestres em US\$ bilhões (IPEA, 2007)
- ca_t^* : Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes dessazonalizado em US\$ bilhões (IPEA, 2007) e dessazonalizado pela autora;
- Δca_t^* : Saldo do Balanço de Pagamentos em Transações Correntes dessazonalizado em primeira diferença e em US\$ bilhões (IPEA, 2007) e dessazonalizado pela autora.

Para medir políticas econômicas e turbulências no mercado financeiro:

- DR_t : variável binária referente ao Plano Real adotado no terceiro trimestre de 1994 ($DR_t = 1$ para $t > 1994:2$; $DR_t = 0$ caso contrário);
- DC_t : variável binária referente à mudança para regime de câmbio flexível a partir do primeiro trimestre de 1999 ($DC_t = 1$ para $t \geq 1999:1$; $DC_t = 0$ caso contrário);
- DEL_t : variável binária referente às eleições presidenciais, provocando volatilidade nos mercados financeiros ($DEL_t = 1$ para $t > 2002:2$; $DEL_t = 0$ caso contrário).

É importante ressaltar a diferença entre ext_t , ext_t^* , D_t , Div_t , PJD_t e PJD_t^* , pois são usadas alternativamente nas regressões. PJD_t soma ext_t^* e D_t . PJD_t^* soma ext_t^* e Div_t . Sendo os coeficientes de PJD_t e D_t estatisticamente significativos nas regressões, há evidência da importância do risco de *default* (medido pelo *spread* do C-Bond) em explicar a determinação das taxas de juros e de câmbio. Sendo o coeficiente do ext_t^* significativo na equação da taxa de juros doméstica, esta depende de variáveis externas (taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio e taxa de juros internacional).

O capítulo 5 seguir trata da análise empírica dos dados e dos resultados obtidos pela presente tese.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS³¹

Este capítulo inicia-se, item 5.1, com os testes que verificam se as variáveis listadas ao final do capítulo 4 são estacionárias em nível ou apresentam raiz unitária. Para tanto, inicialmente, utilizam-se os testes de Dickey-Pantula (equações 29 e 30 do capítulo 4) e Dickey-Fuller (equação 32). Para as variáveis que não forem estacionárias em nível, são feitos testes de raiz unitária sazonal (tal como exposto no item 4.4.2) ou teste de raiz unitária com quebra estrutural (tal como exposto no item 4.4.3). Isto visa ter procedimentos e/ou transformações que tornem em estacionárias as variáveis a serem utilizadas para estimar as equações (25), (26), (27) e (28), com risco de *default* e equações 51, 52 e 53 sem a variável que capta o risco de *default*.

O item 5.2 apresenta as estimativas das equações supracitadas com e sem *default*. Inicialmente, haverá análise de qual equação melhor explica a determinação da taxa de juros. Para a taxa de juros e para a taxa de câmbio será escolhido um modelo sem risco de *default* para todo o período de 1990 a 2006 e um outro com risco de *default* para o período a partir de 1995, como explicado anteriormente. Isso se deve ao fato de que este último período tem um processo inflacionário distinto do que o antecede. Esse procedimento permitirá avaliar a importância do *default* na determinação das taxas de juros e de câmbio no Brasil.

O item 5.3 realiza a análise VAR para as variáveis que compõem as quatro equações a serem selecionadas no item anterior. A análise VAR referendará ou complementarará os resultados obtidos nas regressões.

Inicialmente, trabalhou-se com dados mensais, mas os resultados dos testes de raiz unitária e das regressões não foram satisfatórios. Em seguida, utilizaram-se valores trimestrais das variáveis (ver Anexo B) e obtiveram-se melhores resultados, os quais são apresentados a seguir.

5.1 Resultados dos testes de Raiz Unitária

Este item apresenta, inicialmente, as melhores estimativas das equações (29) a (32) referentes aos testes de Dickey Pantula - DP e Dickey Fuller ou Dickey Fuller Aumentado - DF/ADF explicados no item 4.6.1 do capítulo 4. As variáveis analisadas (em periodicidade trimestral) são: taxa de juros CDI *over* (*cdi*), logaritmo natural do Índice Encadeado

³¹ Todos os resultados aqui reportados foram obtidos a partir do programa estatístico E-views 5.0.

Dessazonalizado do PIB real ($\ln y^*$), logaritmo natural dos meios de pagamento ($\ln MI$), taxa de inflação IPCA (π^e), risco de *default* medido pelo *spread* do C-Bond (D), relação entre a Dívida Líquida do Setor Público e o PIB (Div), Paridade de Juros a Descoberto usando o *spread* do C-Bond como variável “proxy” do risco-país (PJD); Paridade de Juros a Descoberto usando a relação Dívida Líquida do Setor Público e o PIB como “proxy” do risco-país (PJD^*); taxa de câmbio (e), saldo em Transações Correntes (ca), variáveis externas (ext e ext^*).

A variável referente ao logaritmo natural do PIB real ($\ln y$) é analisada a parte, pois poderá apresentar um comportamento sazonal. Para essa série foi feito o teste de raiz unitária sazonal conforme descrito no item 4.4.2 do capítulo 4, a partir da estimação da equação (33). Se for constatada a ocorrência de raiz unitária, melhor será usar a variável Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB em logaritmo natural ($\ln y^*$).

Devido às várias mudanças estruturais sofridas pela economia brasileira de 1990 a 2006, algumas variáveis analisadas nesta tese podem ter sofrido quebra estrutural, o que afeta os resultados dos testes DP e DF/ADF. Assim, para as séries que se apresentarem não estacionárias em nível a partir dos procedimentos de DP e DF/ADF descritos anteriormente, são feitos testes de raiz unitária com quebra estrutural, conforme descrito no item 4.4.3 do capítulo 4. O modelo do teste mais apropriado foi escolhido caso a caso, conforme a visualização gráfica de cada série.

A Tabela 3 mostra um resumo dos testes de raiz unitária de Dickey-Pantula – DP e de Dickey-Fuller - ADF/DF aplicados para as variáveis descritas anteriormente, considerando o nível de significância estatística de até 10%. As equações estimadas dos testes para cada variável podem ser vistas na seção 1 do Anexo B.

Tabela 3 – Resumo dos resultados dos testes de Raiz Unitária – RU de Dickey Pantula – DP e Dickey Fuller - ADF/DF

		<i>cdi</i>	π^e	<i>lnB0</i>	<i>lnM1</i>	<i>lny*</i>	<i>MPD</i>	<i>ext^a</i>	<i>ext^{*b}</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>	<i>PJD</i>	<i>PJD*</i>	<i>R3</i>	<i>e</i>	<i>ca</i>
DP	Constante	NS	NS	S	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
	Tendência	NS	NS	NS	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
	H0: 2 RU	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R	R
	H0: 1 RU	R	R	R	NR	R	R	R	R	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR
ADF DF	Constante	NS	NS	S	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
	Tendência	NS	NS	NS	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
	H0: 1 RU	R	R	NR	NR	R	R	R	R	NR	NR	NR	NR	NR	NR	NR

Fonte: Resultados obtidos pela autora (ver Anexo B)

Nota: NS = parâmetro não estatisticamente significativo; S = parâmetro estatisticamente significativo; R = rejeita a hipótese nula (H_0); NR = não rejeita a hipótese nula (H_0); *cdi* = taxa de juros CDI *over* acumulada no trimestre; π^e = taxa de inflação IPCA acumulada no trimestre; *ln y** = logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB; *ext* = variável externa composta pela soma da taxa de juros internacional e da taxa de crescimento da taxa de câmbio entre *t* e *t-1*; *ext** = variável externa composta pela soma da taxa de juros internacional e da taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio entre *t* e *t+1*; *D* = *spread* do C-Bond; *Div* = razão entre a Dívida Líquida do Setor Público e o PIB; *PJD* = taxa de juros internacional *Libor* + taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio + *spread* do C-Bond; *PJD** = taxa de juros internacional *Libor* + taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio + relação Dívida Líquida do Setor Público e PIB; *e* = taxa de câmbio nominal; *ca* = saldo em Transações Correntes.

^a Foram feitos os testes ADF para as duas variáveis separadamente (variação da taxa de câmbio *de* e taxa de juros internacional). Para a variação da taxa de câmbio observou-se um processo AR(2) estacionário sem termos deterministas. A taxa de juros internacional *Libor* apresentou estacionariedade com constante e 3 defasagens.

^b A variação cambial esperada (*de**) quando analisada separadamente também apresentou um processo AR(1) estacionário em nível sem termos deterministas significativos.

Diante dos resultados apresentados se pode dizer que as séries referentes à taxa de juros CDI (*cdi*), à taxa de inflação IPCA (π^e), ao PIB dessazonalizado (*ln y**), *MPD* e às variáveis externas (*ext* e *ext**) são estacionárias em nível. Já para as variáveis alíquota do compulsório (*R3*), logaritmo natural da base monetária (*lnB0*), logaritmo natural dos meios de pagamentos (*lnM1*), taxa de câmbio (*e*), *spread* do C-Bond (*D*), relação dívida/PIB (*Div*) e saldo em Transações Correntes (*ca*) não se pode rejeitar a hipótese nula de que há uma raiz unitária.

A série referente ao logaritmo natural do Produto Interno Bruto – PIB real (*ln y_t*) parece apresentar um comportamento sazonal. Deve-se verificar se existe raiz unitária sazonal a partir do procedimento desenvolvido por Hylleberg et al. (1990) e descrito na equação (33) apresentada no capítulo 4. Assim, foi estimada a seguinte equação:

$\ln y_{4t} = -0,000006 \ln y_{1,t-1} - 0,1368 \ln y_{2,t-1} + 0,1559 \ln y_{3,t-1} - 0,3434 \ln y_{3,t-2} + 0,5117 \ln y_{4,t-1} + \varepsilon_t$					
Estatística t:	(-0,0064)	(-2,0277**)	(2,3168*)	(-5,5164*)	(7,7665*)
Hipótese Nula do teste conjunto: $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$			Estatística $F(2,58)$: 21,5629*		
* Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; *** Significativo a 10%.					

Quadro 3 – Teste de raiz unitária sazonal para o logaritmo natural do PIB real ($\ln y$)

A partir desses resultados pode-se afirmar que a hipótese nula de que $\pi_1 = 0$ não pode ser rejeitada, ou seja, há uma raiz unitária não-sazonal (ou raiz unitária comum). A hipótese de que $\pi_2 = 0$ pode ser rejeitada, significando que não há uma raiz unitária sazonal, na frequência semestral. O teste F indica que pode rejeitar a hipótese nula de que há uma raiz unitária com frequência anual. Com isso, a hipótese nula de que há raiz unitária sazonal pode ser rejeitada. Para minimizar o problema de raiz unitária e do comportamento sazonal da série de PIB real foram feitos os testes de DP e ADF para logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB ($\ln y^*$), sendo média do ano de 1995 a base igual a 100, calculado pelo IBGE sob metodologia definida no ano de 2000. Essa série não apresentou problemas de sazonalidade e mostrou-se estacionário em torno da constante e da tendência (ver Anexo B).

Para as séries que se apresentaram não-estacionárias, conforme apresentado na Tabela 3, foram feitos testes de raiz unitária com quebra estrutural³². Para isso, foram feitas análises gráficas individuais para cada série para identificar o melhor modelo do teste a ser utilizado, sendo que os momentos de quebra estrutural foram determinados exogenamente, a partir de mudanças nas políticas econômicas (como a criação do Plano Real em 1994 e a mudança no regime cambial em janeiro 1999) ou por períodos atípicos observados nos mercados financeiros (como o período eleitoral no segundo semestre de 2002). As seguintes séries são testadas a seguir³³: alíquota do compulsório (R3); logaritmo natural da base monetária ($\ln B0$); logaritmo natural dos meios de pagamento ($\ln MI$); taxa de câmbio nominal (e); taxa de crescimento da taxa de câmbio entre t e $t-1$ (de); taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio entre t e $t+1$ (de^*); *spread* do C-Bond (D); razão entre a Dívida Líquida do Setor Público e o PIB (Div); Paridade de Juros a Descoberto (PJD e PJD^*); saldo em Transações Correntes (ca).

³² Foram feitos testes de raiz unitária com quebra estrutural também para as variáveis cdi e π , que se apresentaram estacionárias na Tabela 3, apenas para se confirmar esse resultado devido ao baixo poder dos testes ADF/DF.

³³ Alguns valores críticos deste teste com nível de significância estatística mais elevada foram calculados pela autora, seguindo o técnica de interpolação linear.

Para a alíquota do compulsório, como é determinada exogenamente pelas medidas de política monetária, é difícil identificar um único ponto de quebra estrutural, como mostra a Figura 8 abaixo. Como o R3 é uma variável de política econômica optou-se por utilizá-la em nível, mesmo sendo não-estacionária.

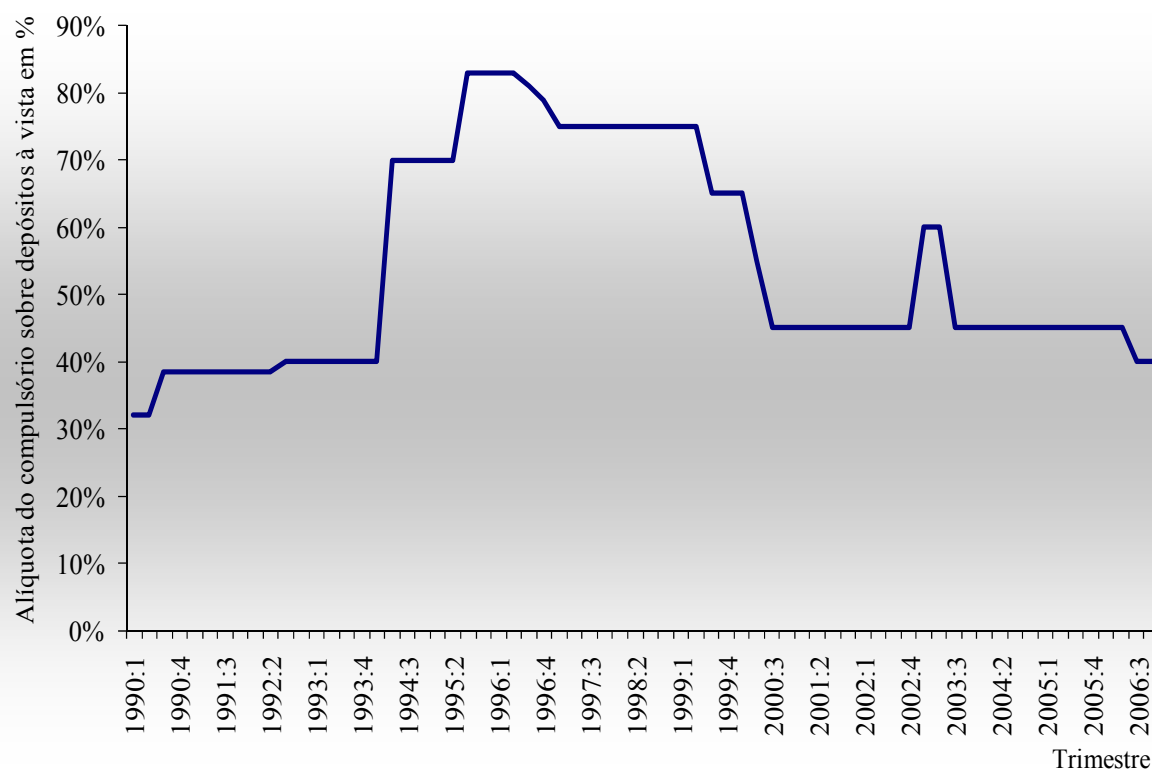


Figura 8 – Média trimestral da alíquota do compulsório (R3) - 1^o trimestre de 1990 a 4^o trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007)

A série referente à base monetária parece mostrar uma mudança na inclinação da tendência (ou na taxa de crescimento da série) após a implementação do Plano Real no terceiro trimestre de 1994 (momento de quebra estrutural), como pode ser observado na Figura 9.

Nesse caso, o modelo mais adequado parece ser o (36) e os resultados obtidos foram³⁴:

³⁴ Os valores críticos do parâmetro referente à variável defasada encontram-se em Perron (1993a), modelo B, sendo $\lambda = T/T' = \text{número de observações antes da intervenção/número total de observações} = 18/68 = 0,27 \approx 0,3$ e são -4,41, -3,85 e -3,54 para, respectivamente, 1%, 5% e 10% de significância estatística. Por interpolação, calculou-se o valor crítico de -3,23 para 15% de significância estatística.

$$\ln B0_t = -3,8693 + 0,7152t - 0,6565DT_t + \nu_t \quad (53)$$

Estatística t: (-14,0152*) (36,5813*) (-28,4816*)

$$\Delta \tilde{\nu}_t = -0,1288\tilde{\nu}_{t-1} + 0,4505\Delta \tilde{\nu}_{t-1} + 0,0199\Delta \tilde{\nu}_{t-2} + 0,2104\Delta \tilde{\nu}_{t-3} + 0,1468\Delta \tilde{\nu}_{t-4} + \varepsilon_t \quad (54)$$

Estatística t: (-3,5800***) (3,8315*) (0,1513) (1,9018***) (1,6691***)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.

Esses resultados mostram que, corrigida a mudança na taxa de crescimento da série, o logaritmo natural da base monetária pode ser considerado como estacionário em nível.

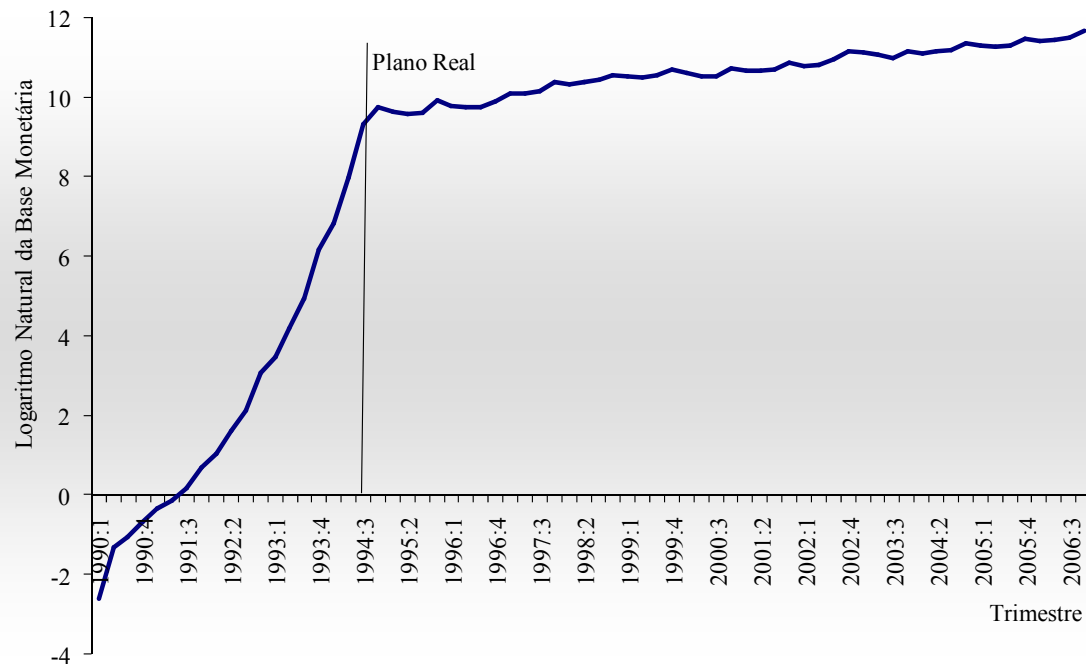


Figura 9 – Logaritmo natural da Base Monetária (média trimestral) - 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007)

O mesmo procedimento foi feito para o logaritmo natural da oferta de moeda, $\ln M1_t$, e os resultados mostram que a série pode ser considerada estacionária (a um nível de significância estatística de 15%) após a quebra estrutural, como pode ser visto abaixo.

$$\ln M1_t = -3,0673 + 0,6899t - 0,6306DT_t + \nu_t \quad (55)$$

Estatística t: (-13,4689*) (42,0812*) (-32,1965*)

$$\Delta \tilde{\nu}_t = -0,1079\tilde{\nu}_{t-1} + 0,5276\Delta \tilde{\nu}_{t-1} + 0,0712\Delta \tilde{\nu}_{t-2} + 0,0687\Delta \tilde{\nu}_{t-3} + 0,1283\Delta \tilde{\nu}_{t-4} + \varepsilon_t \quad (56)$$

Estatística t: (-3,5040***) (4,3670*) (0,5114) (0,9641) (1,4160)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%, ****Significativo a 15%.

A série referente à taxa de câmbio parece ter sofrido mais de uma quebra estrutural, sendo que a primeira pode ser identificada após a implementação do Plano Real; a segunda após a adoção do regime flexível de câmbio, no primeiro trimestre de 1999; e a terceira quebra refere-se ao processo de reversão do *overshooting* observado no período eleitoral, no terceiro trimestre de 2002, como já analisado no terceiro capítulo e pode ser visto na Figura 10 abaixo. A partir da estimação da equação (41) descrita no capítulo 4, estimou-se a seguinte equação:

$$\Delta e_t = 0,0072e_{t-1} + 0,66\Delta e_{t-1} - 0,25D1_t + 0,04D1_{t-1} - 0,45D2_t + 0,17D2_{t-1} + 0,10D3_t - 0,56D3_{t-1} + \varepsilon_t \quad (57)$$

(0,7223) (4,18*) (-1,64***) (0,29) (-2,57**) (1,15) (0,57) (-3,17*)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.

Sendo e a taxa de câmbio nominal; $D1 = 1$ para $t = 1994:4$ e zero caso contrário (binária para o Plano Real); $D2 = 1$ para $t = 1999:2$ e zero caso contrário; $D3 = 1$ para $t = 2002:4$ e zero caso contrário (binária para eleições).

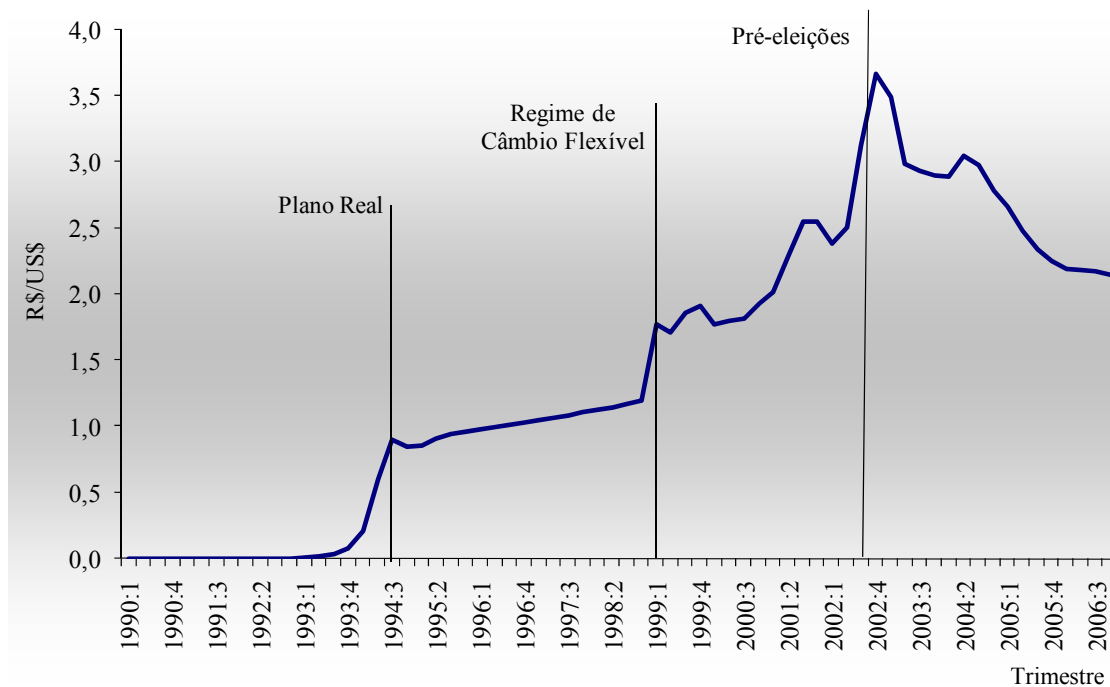


Figura 10 – Taxa de câmbio (média trimestral em R\$/US\$) - 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007)

Assim, mesmo incluindo três quebras estruturais a variável referente à taxa de câmbio apresentou-se não estacionária. Como na equação da taxa de juros tem-se como exógena a taxa de crescimento da taxa de câmbio, que forma a variável Paridade de Juros a Descoberto, esta também será utilizada como a variável dependente na equação de câmbio³⁵. Pode-se observar, a partir da Figura 11, que o teste de raiz unitária mais adequado é o que incorpora a quebra estrutural após o Plano Real com mudança de nível e inclinação da tendência (equação 35), como mostra abaixo³⁶.

$$de_t = 0,9259 + 0,0124t - 1,0984DU_t - 0,0136DT_t + v_t \quad (58)$$

Estatística t: (6,3774*) (0,9033) (-6,3211*) (-0,9629)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,7457\tilde{v}_{t-1} + 0,4470D(T)_t + 0,2681\Delta \tilde{v}_{t-1} - 0,1546D(T)_t + \varepsilon_t \quad (59)$$

Estatística t: (-5,9202*) (1,7761***) (2,7857*) (-0,7108)

Sem a variável pulso:

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,7734\tilde{v}_{t-1} + 0,1790\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (60)$$

Estatística t: (-6,2382*) (2,1314)

$$de_t^* = 0,4114 + 0,0022t - 0,3996DU_t - 0,0037DT_t + v_t \quad (61)$$

Estatística t: (8,5288*) (0,4839) (-6,9232*) (-0,7757)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,8385\tilde{v}_{t-1} + 0,1838D(T)_t + 0,3463\Delta \tilde{v}_{t-1} - 0,1569D(T)_t + \varepsilon_t \quad (62)$$

Estatística t: (-4,7544*) (1,5178) (2,2898**) (-1,2859)

Sem a variável pulso:

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,8720\tilde{v}_{t-1} + 0,2297\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (63)$$

Estatística t: (-6,1128*) (1,9507**)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.

Os resultados mostram que as duas variáveis referentes à taxa de crescimento da taxa de câmbio são estacionárias em nível após a implementação do Plano Real, com mudança no nível e na inclinação da série (apesar da tendência e da variável DT não serem estatisticamente significativas optou-se por deixá-las, pois de acordo com os gráficos das séries esse modelo é o mais apropriado). Enders (1995) não considera a variável $D(T)$ na segunda etapa dos modelos (34)

³⁵ A taxa de crescimento da taxa de câmbio pode ser definida de duas formas: a taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio entre t e $t+1$ (de^*), usado por Edwards & Kahn (1985), e a taxa de crescimento da taxa de câmbio entre t e $t-1$ (de), sendo:

$$de_t = \left(\frac{e_t}{e_{t-1}} - 1 \right) 100 \quad de_t^* = \left(\frac{e_t}{e_{t+1}} - 1 \right) 100$$

³⁶ Os valores críticos referentes a esse modelo são encontrados na Tabela VI.B de Perron (1989) e são, para $\lambda=0,3$ e significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente, -4,78, -4,17, -3,87.

e (35) e, assim, optou-se por estimar uma equação tipo ADF, como mostram as equações (60) e (63), sendo, desse modo, ambas as séries estacionárias e nível.

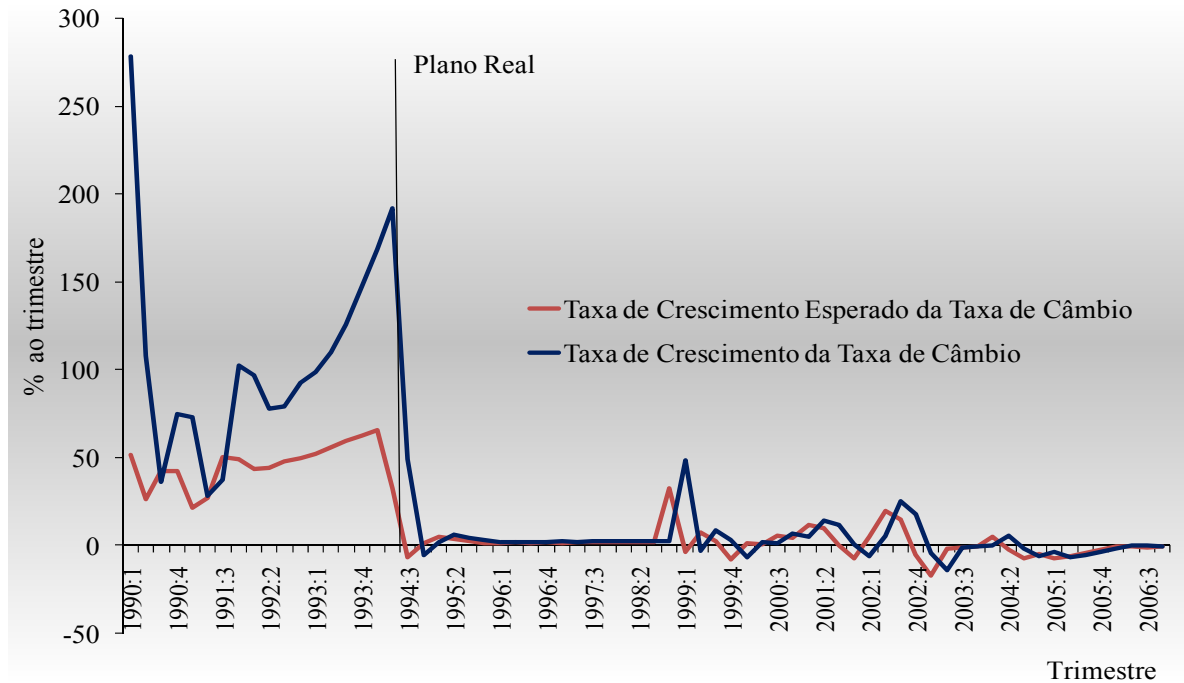


Figura 11 – Taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal e taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio (em %) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007) e cálculos da autora.

As variáveis usadas como *proxy* de risco-país foram o *spread* do C-Bond e a relação Dívida Líquida do Setor Público/PIB, como dito anteriormente. Iniciando com o *spread* do C-Bond, que se inicia no primeiro trimestre de 1995, pode-se observar que a série sofreu perturbações tanto com a mudança do regime cambial no primeiro trimestre de 1999 quanto durante o período pré-eleitoral, no terceiro trimestre de 2002. No entanto, como se pode observar pelo gráfico da série (Figura 12), o período pré-eleitoral parece ter sido mais relevante no sentido de ter provocado uma quebra estrutural na série, sendo esta definida como uma mudança de nível e de inclinação. O segundo passo do teste já foi estimado sem a variável pulso, como mostra a seguir.

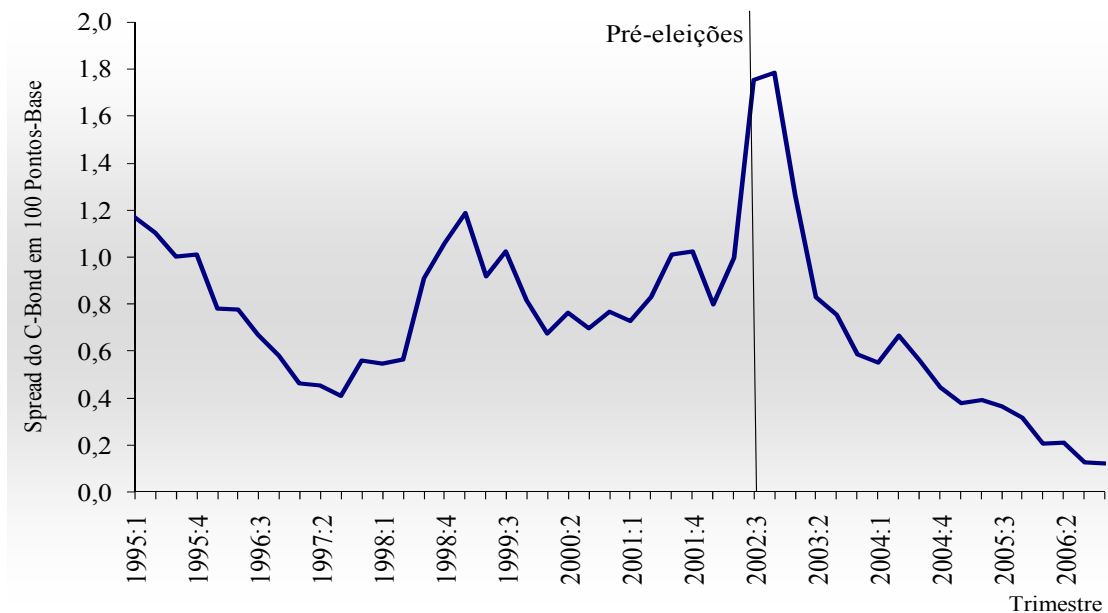


Figura 12 – *Spread* do C-Bond – 1^o trimestre de 1995 a 4^o trimestre de 2006

Fonte: IPEA (2007)

Os seguintes resultados foram obtidos³⁷:

$$D_t = 0,5937 + 0,0073t + 0,2670DU_t - 0,0794DT_t + v_t \quad (64)$$

Estatística t: (3,1580*) (1,4316) (1,6988***) (-5,8336*)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,4096\tilde{v}_{t-1} + 0,3411\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (65)$$

Estatística t: (-3,87****) (2,4949*)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%, ****Significativo a 15% (valor crítico calculado por interpolação foi de -3,66).

De acordo com os resultados estimados só se pode rejeitar a hipótese de que a variável *spread* do C-Bond é não-estacionária ao nível de significância de 20%.

A Figura 13 abaixo mostra o gráfico da série referente à relação Dívida/PIB. Como pode ser observado, a quebra estrutural relevante se deu após a implementação do regime de câmbio flexível ou flutuante, no primeiro trimestre de 1999.

³⁷ Sendo o período de quebra no terceiro trimestre de 2002 e considerando que a série se inicia no primeiro trimestre de 1995 têm-se valores críticos referentes a esse modelo são encontrados na Tabela VI.B de Perron (1989): $\lambda = 30/48 \approx 0,6$ e significância estatística 1%, 5% e 10%, respectivamente, -4,88, -4,24, -3,95. Por interpolação, calculou-se o valor crítico de -3,66 para 15% de significância estatística.

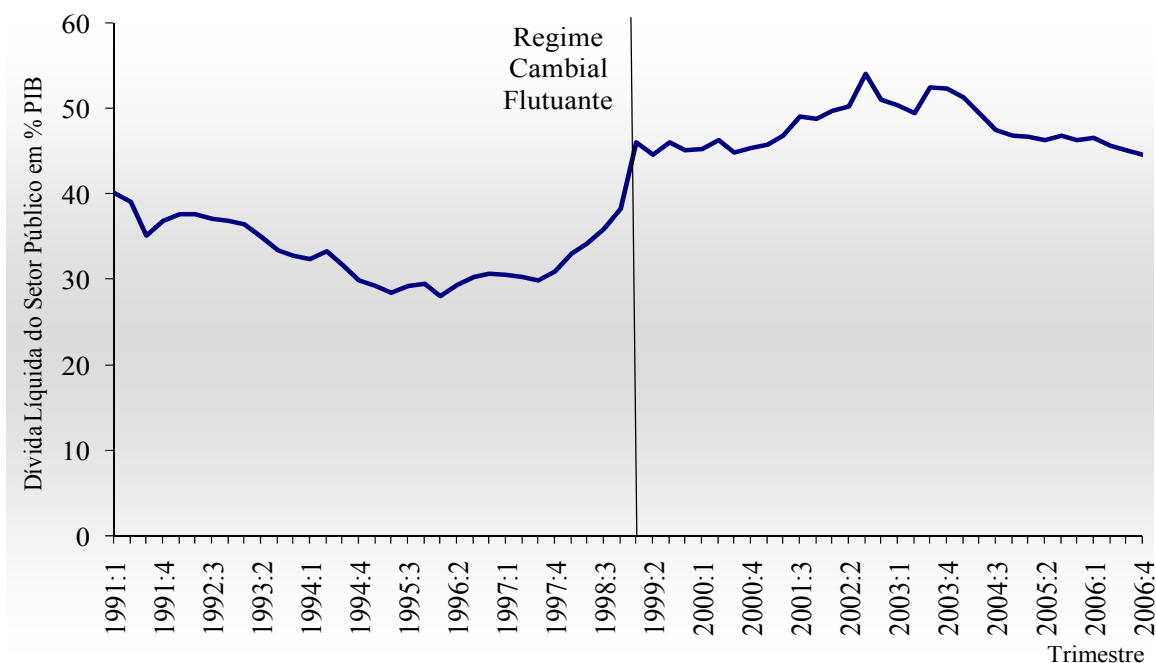


Figura 13 – Relação Dívida Líquida do Setor Público/PIB (valores em %) – 1º trimestre de 1991 a 4º trimestre de 2006

Fonte: IPEA (2007)

O gráfico mostra uma mudança no nível e na inclinação dessa série após o período de mudança estrutural³⁸. Com isso, foram obtidos os seguintes resultados:

$$Div_t = 35,9612 - 0,1170t + 15,7774DU_t + 0,1351DT_t + v_t \quad (66)$$

Estatística t: (25,7339*) (-1,4582***) (9,1197*) (1,4419)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,3406\tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (67)$$

Estatística t: (-3,6098****)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%, ****Significativo a 15%.

No modelo de determinação da taxa de juros é utilizada a variável Paridade de Juros a Descoberto. Esta é formada pela soma da variável externa com a variável referente ao risco-país, que foram consideradas como estacionárias. Assim, a variável PJD usando qualquer variável de

³⁸ A série Dívida/PIB inicia no primeiro trimestre de 1991 e o ponto de quebra utilizado para essa série foi o primeiro trimestre de 1999. Com isso, para verificar os valores críticos em Perron (1989) deve-se considerar $\lambda = 32/64 = 0,50$ e são -4,90, -4,53 e -3,96 respectivamente para 1%, 5% e 10% de significância estatística. Por interpolação calculou-se o valor crítico de -3,39 para 15% de significância estatística.

risco aqui considerada seria também estacionária (CHAREMZA; DEADMAN, 1992, p. 147), não sendo necessário realizar o teste de raiz unitária. No entanto, optou-se por fazer os testes, pois as variáveis referentes ao risco ficaram próximas da estacionariedade a um nível de significância um pouco mais elevado.

Como pode ser visto na Figura 14, para a série de Paridade de Juros a Descoberto utilizando o C-Bond, pode-se dizer que a quebra mais significativa ocorreu durante o período pré-eleitoral, devido às incertezas referentes ao novo governo, assim como ocorreu com a série do C-Bond. Com isso, o período de quebra foi definido como sendo o terceiro trimestre de 2002. Utilizando o modelo que incorpora as mudanças de intercepto e de inclinação da tendência (equação 35 do capítulo 4), obtiveram-se os seguintes resultados:

$$PJD_t = 0,5737 + 0,0093t - 0,4094DU_t - 0,0527DT_t + v_t \quad (68)$$

Estatística t: (3,2847*) (2,0469**) (-2,2287**) (-2,5509**)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,4690\tilde{v}_{t-1} + 0,1828D(T)_t + 0,4905\Delta \tilde{v}_{t-1} - 0,1044D(T)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (69)$$

Estatística t: (-4,4788**) (1,0775) (3,7479*) (-0,6091)

Sem a variável pulso:

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,4829\tilde{v}_{t-1} - 0,4731\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (70)$$

Estatística t: (-4,7420**) (3,7402*)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.

Com isso, pode-se afirmar que ao incorporar a quebra estrutural ocorrida durante o período pré-eleitoral no terceiro trimestre de 2002, a série PJD é estacionária e pode ser utilizada em nível na regressão de determinação da taxa de juros.

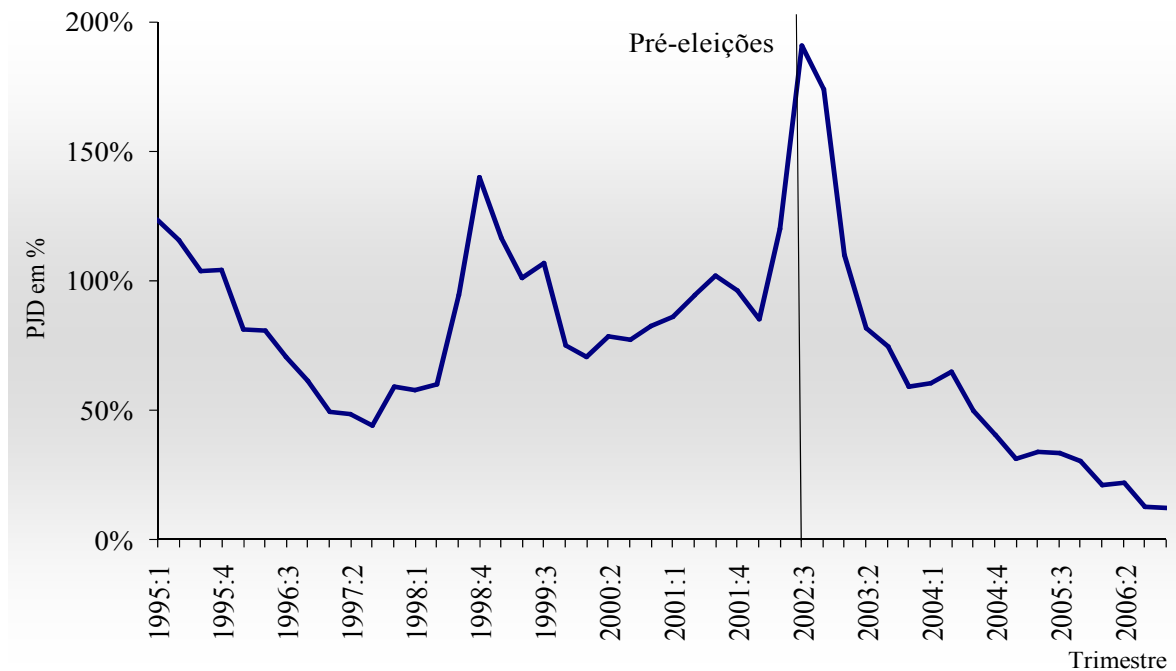


Figura 14 – Paridade de Juros a Descoberto (utilizando C-Bond) – 1º trimestre de 1995 a 4º trimestre de 2006

Fonte: IPEA (2007)

Para a série de Paridade de Juros a Descoberto que considera a relação Dívida/PIB como *proxy* de risco, a quebra estrutural ocorre após a implementação do Plano Real, no terceiro trimestre de 1994, como pode ser visto na Figura 15 a seguir. O modelo nesse caso também é o que incorpora mudança de nível e de tendência (equação 35)³⁹. Têm-se os seguintes resultados:

$$PJD^*_t = 0,8483 - 0,0039t - 0,4142DU_t + 0,0071DT_t + v_t \quad (71)$$

Estatística t: (9,9551*) (-0,5373) (-6,0142*) (0,9778)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,5511 \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (72)$$

Estatística t: (-4,9804**)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.

³⁹ A série PJD^* usando a relação Dívida/PIB como *proxy* de risco-país se inicia no primeiro trimestre de 1991 e o ponto de quebra utilizado para essa série foi o primeiro e o terceiro trimestre de 1994 (Plano Real). Com isso, para verificar os valores críticos em Perron (1989) deve-se considerar $\lambda = 14/64 = 0,2187 \approx 0,2$ e são -4,65, -3,99 e -3,66 respectivamente para 1%, 5% e 10% de significância estatística.

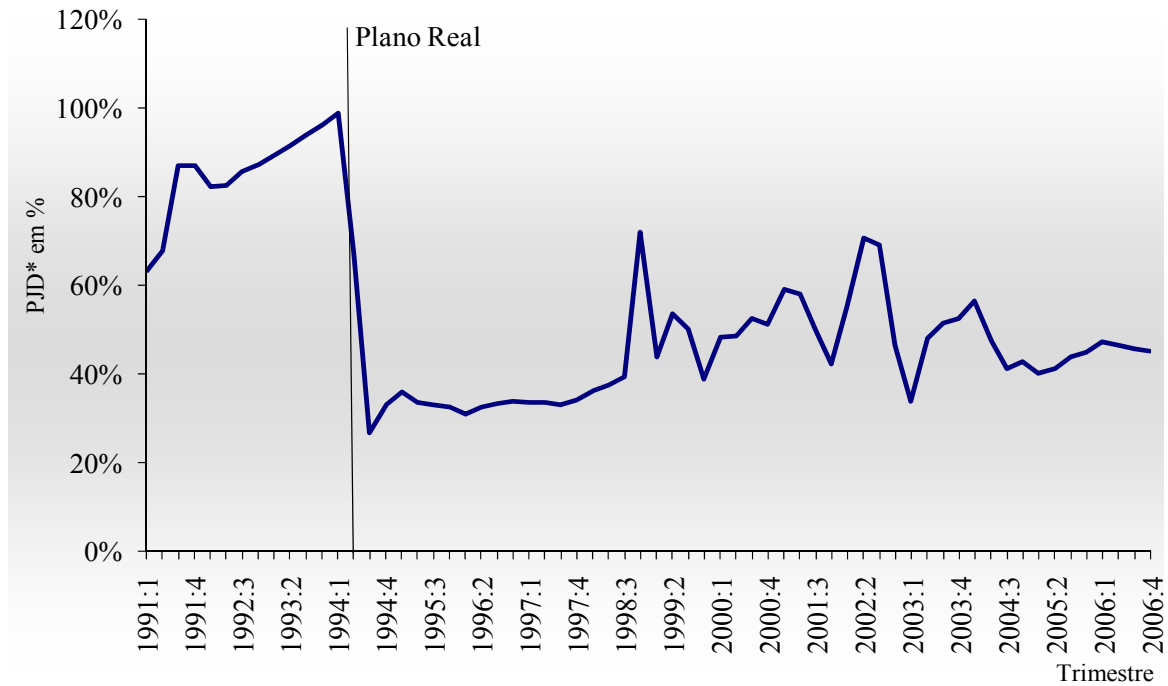


Figura 15 – Paridade de Juros a Descoberto (utilizando Dívida/PIB) – 1º trimestre de 1991 a 4º trimestre de 2006

Fonte: IPEA (2007)

A série referente ao saldo em transações correntes apresenta reversão na tendência após a implementação do regime flexível de câmbio, como mostra a Figura 16. A estimativa da equação (36) que capta a mudança na inclinação da tendência parece ser o mais indicado nesse caso. Foram estimados os seguintes resultados⁴⁰:

$$ca_t = 2595,47 - 303,4450t + 757,7067DT_t + v_t \quad (73)$$

Estatística t: (3,6479*) (-10,3952*) (13,4644*)

$$\Delta \tilde{v}_t = -0,6063\tilde{v}_{t-1} - 0,0207\Delta \tilde{v}_{t-1} + 0,0638\Delta \tilde{v}_{t-2} - 0,1473\Delta \tilde{v}_{t-3} + 0,4070\Delta \tilde{v}_{t-4} + \varepsilon_t \quad (74)$$

Estatística t: (-3,3040*****) (-0,1113) (0,4040) (-1,0226) (3,1930*)

Sendo: *Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%, ****Significativo a 17%.

⁴⁰ O ponto de quebra utilizado para essa série foi o primeiro trimestre de 1999. Com isso, para verificar os valores críticos em Perron (1993a) deve-se considerar $\lambda = 36/68 = 0,62 \approx 0,6$ e são -4,50, -3,94 e -3,65 respectivamente para 1%, 5% e 10% de significância estatística. Por interpolação foi calculado o valor crítico de -3,24 para 17% de significância estatística.

Segundo as estimativas apresentadas, apesar de ter apresentado estacionariedade a um nível de significância mais elevado optou-se por considerar a série referente ao saldo em transações correntes como sendo estacionária em nível para facilitar a análise dos resultados da estimação do modelo de câmbio.

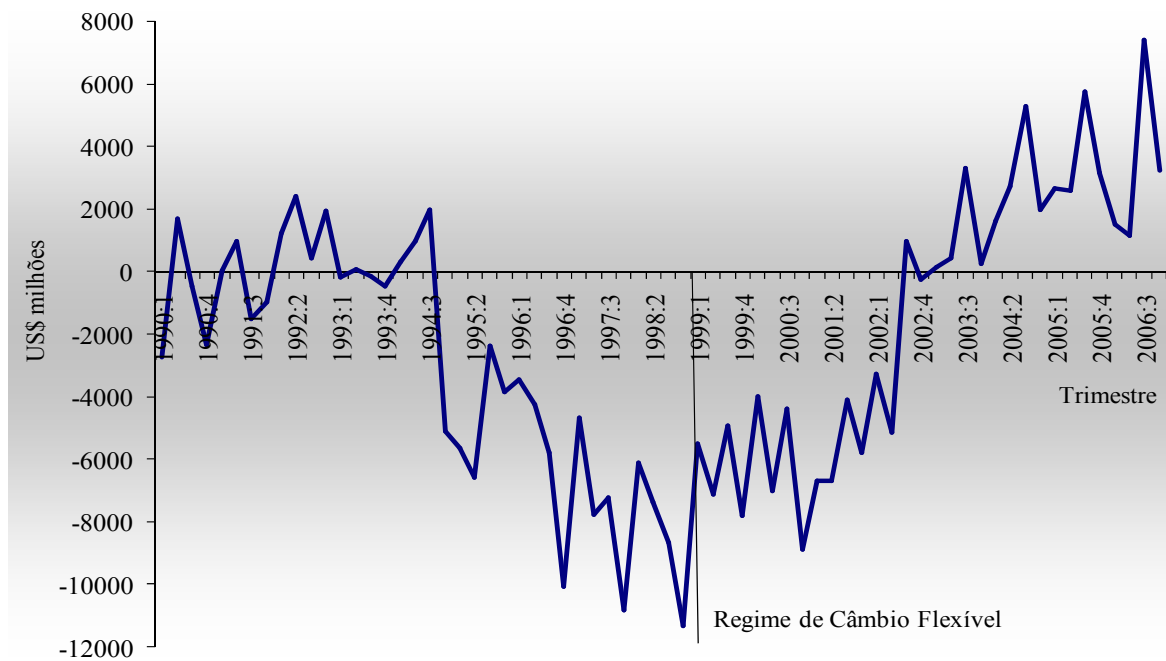


Figura 16 – Saldo em Transações Correntes em US\$ (final do período) - 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: IPEA (2007)

Desse modo, como todas as variáveis relevantes aos modelos de determinação da taxa de juros nominal e de câmbio podem ser consideradas estacionárias em nível⁴¹ pode-se utilizar o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO para estimar as regressões referentes a cada equação de determinação das taxas de juros e de câmbio (equações 25 a 28). Algumas variáveis, no entanto, necessitam captar os efeitos de quebra estrutural, o que pode ser feito ao incorporar as variáveis binárias nos modelos para o Plano Real ($DR_t = 1$ para $t \geq 1994:3$ e $DR_t = 0$ caso contrário), no caso das equações (25) a (28), a mudança no regime cambial ($DC_t = 1$ para $t \geq 1999:1$ e $DC_t = 0$ caso contrário), no caso das equações (25) a (28) e (51) a (53) e o período

⁴¹ Desde que incluídas variáveis binárias para captar o início do Plano Real (no segundo semestre de 1994), a mudança cambial (no primeiro trimestre de 1999) e o período pré-eleitoral (no segundo semestre de 2002).

eleitoral ($DEL_t = 1$ para $t \geq 2002:2$ e $DEL_t = 0$ caso contrário), no caso das equações (25) a (28) e (51) a (53). Além disso, no caso da análise VAR pode ser importante inserir a tendência no modelo, pois a variável referente ao Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB é estacionária em torno da constante e tendência.

5.2 Resultados da análise de regressão

Antes de partir para a análise de regressão é necessário verificar as defasagens relevantes de cada variável nas equações de determinação da taxa de juros e da taxa de câmbio. Para isso foram feitas análises de correlação cruzada entre as variáveis dependentes e cada exógena, sendo usados os resíduos referentes aos testes de raiz unitária adequados a cada variável. O valor crítico utilizado referente ao parâmetro estimado da correlação cruzada foi de $\pm 1,64/\sqrt{N}$ para 10% de significância estatística; N é o número de observações utilizadas para estimar a correlação cruzada. A Tabela 4 mostra os resultados, sendo *observações* = número de observações utilizadas para a análise; *lags(-i)* = defasagens que foram significativas (se igual a zero significa que a correlação cruzada contemporânea foi significativa); *leads(+i)* = correlação “para frente” significativa; N = não houve nenhuma correlação significativa. Se a correlação cruzada “para frente” for significativa pode ser que ocorra causalidade inversa, ou seja, a variável considerada exógena *a priori* no modelo deveria, na realidade, ser também analisada como endógena, fato este que justifica o uso em paralelo de um modelo multivariado como o VAR.

Pode-se observar a partir dos resultados da Tabela 4 que a taxa de juros CDI não apresentou correlação cruzada significativa com o *spread* do C-Bond (*proxy* para o risco-país ou percepção de risco dos investidores estrangeiros). A taxa de crescimento da taxa de câmbio (*de*) não apresentou correlação significativa com o saldo em Transações Correntes. Já a taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio (*de**) não apresentou correlação significativa com o logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB ($\ln y^*$). Apesar destas não-significâncias estatísticas, conforme apresentado ao longo desse trabalho, existe relação teórica entre essas variáveis e elas devem ser testadas empiricamente nos modelos de determinação das taxas de juros e de câmbio.

Tabela 4 – Correlação cruzada⁴²

Variável dependente: <i>cdi</i>															
Variável	<i>lnB0</i>	<i>lnM1</i>	<i>R3</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>MPD</i>	π	<i>de</i>	<i>de*</i>	<i>ext</i>	<i>ext*</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>	<i>PJD*</i>	<i>PJD</i>
Observações	63	63	67	63	67	62	67	66	67	66	67	47	63	63	45
<i>Lags (-i)</i>	0, 1, 3	1, 3	0, 1	0, 6	16	0	0	0	0, 1	0	0, 1	N	1, 13	0, 1	1
<i>Leads (+i)</i>	0, 3	2, 4, 5	0	0, 4, 6	1, 2	0, 1, 2	0	0	0, 1	0	0, 1	N	4, 7	0, 1	N

Variável dependente: <i>de</i>							Variável dependente: <i>de*</i>						
Variável	<i>ca</i>	<i>cdi</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>	Variável	<i>ca</i>	<i>cdi</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>
Observações	66	66	63	66	47	63	Observações	62	67	63	67	47	63
<i>Lags (-i)</i>	N	0	0, 2, 6	0, 4	0	0, 1	<i>Lags (-i)</i>	0, 1	0, 1	2, 6, 12	N	1	0, 12
<i>Leads (+i)</i>	2	0	0, 6, 7	0	0	0, 18, 19	<i>Leads (+i)</i>	0, 3	0, 1	6, 7	1	1	0, 1, 14, 18

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: Os números indicados na segunda e terceira linhas de cada tabela se referem à defasagem exata que foi significativa de acordo com os critérios estabelecidos acima. Por exemplo, a segunda coluna da tabela referente ao *cdi*, tem-se correlação cruzada estatisticamente significativa entre *cdi_t* e *lnB0_t*, *cdi_t* e *lnB0_{t-1}*, *cdi_t* e *lnB0_{t-3}*, correspondendo aos *lags* 0, 1, 3 como aparecem na tabela e, em relação aos *leads* (+i), tem-se correlação cruzada significativa entre *lnB0_t* e *cdi_t*, *lnB0_t* e *cdi_{t-3}*, correspondendo aos números 0 e 3 da última linha da mesma coluna.

No modelo de determinação da taxa de juros, as seguintes variáveis devem ser consideradas contemporaneamente: *lnB0*, *R3*, *ln y*, *MPD*, π , *de*, *de**, *ext*, *ext**, *PJD**. As seguintes variáveis devem (também) ser consideradas defasadas em um trimestre: *lnB0*, *lnM1*, *R3*, *ext**, *de**, *Div*, *PJD*, *PJD**. Para o modelo de determinação da taxa de câmbio, no caso de *de*, as variáveis *cdi*, *ln y*, *ln y**, *Div*, *D* devem entrar contemporaneamente, sendo que *Div_{t-1}* também deve ser considerada nas análises. No caso de se considerar *de** como variável dependente, as variáveis *ca* e *cdi* devem ser consideradas tanto contemporaneamente quanto defasadas em um trimestre; a variável *ln y* deve entrar com a segunda defasagem e *D* apresentou a primeira defasagem como significativa. Para fins da análise de regressão, as defasagens consideradas na estimação dos modelos foram aquelas baseadas não só na análise aqui descrita, mas também aquelas que se apresentaram significativas estatisticamente nas regressões, além de contribuírem para um maior coeficiente de determinação.

⁴² As variáveis analisadas na correlação cruzada passaram por modificações. Estimou-se, primeiramente, o modelo autorregressivo correspondente a cada variável (modelos análogos ao teste de raiz unitária) e fez-se a correlação cruzada entre os resíduos obtidos após a estimação desse modelo. Considerando que a elasticidade-renda da demanda por moeda é unitária (por hipótese) pode-se definir a variável *MPD* da seguinte forma (sendo que o *deflator* é o deflator implícito do PIB), conforme visto no capítulo 4:

$$MPD_t = \left(\frac{PIB_t - M1_t}{deflator_t} \right)$$

É importante também verificar se existe correlação simples entre as variáveis, como mostra a Tabela 5. Os coeficientes em negrito na tabela mostram alta correlação (igual ou acima de 80%) entre as variáveis em análise.

Tabela 5 – Matriz de correlação – modelo juros

	<i>cdi</i>	<i>de</i>	<i>de*</i>	<i>D</i>	<i>ext</i>	<i>ext*</i>	π^e	<i>lnMI</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>MPD</i>	<i>PJD*</i>	<i>PJD</i>	<i>R3</i>	<i>Div</i>
<i>cdi</i>	1	0,95	0,86	0,39	0,95	0,86	0,99	-0,61	-0,64	-0,66	-0,77	0,78	-0,15	-0,33	-0,35
<i>de</i>	0,95	1	0,83	0,53	0,99	0,86	0,96	-0,66	-0,69	-0,70	-0,79	0,77	0,01	-0,36	-0,32
<i>de*</i>	0,86	0,83	1	0,22	0,84	0,99	0,88	-0,78	-0,79	-0,76	-0,80	0,93	0,00	-0,44	-0,33
<i>D</i>	0,39	0,53	0,22	1	0,52	0,20	0,58	-0,33	-0,43	-0,47	-0,41	0,23	0,98	0,17	0,10
<i>ext</i>	0,95	0,99	0,84	0,52	1	0,83	0,96	-0,66	-0,69	-0,71	-0,80	0,77	0,02	-0,35	-0,32
<i>ext*</i>	0,86	0,86	0,99	0,20	0,83	1	0,88	-0,79	-0,79	-0,77	-0,80	0,93	0,00	-0,44	-0,34
π^e	0,99	0,96	0,88	0,58	0,96	0,88	1	-0,67	-0,69	-0,70	-0,81	0,80	-0,09	-0,38	-0,34
<i>lnMI</i>	-0,61	-0,66	-0,78	-0,33	-0,66	-0,79	-0,67	1	0,99	0,86	0,87	-0,70	0,27	0,43	0,37
<i>ln y</i>	-0,64	-0,69	-0,79	-0,43	-0,69	-0,79	-0,69	0,99	1	0,85	0,90	-0,72	0,24	0,44	0,37
<i>ln y*</i>	-0,66	-0,70	-0,76	-0,47	-0,71	-0,77	-0,70	0,86	0,85	1	0,88	-0,54	0,36	0,03	0,64
<i>MPD</i>	-0,77	-0,79	-0,80	-0,41	-0,80	-0,80	-0,81	0,87	0,90	0,88	1	-0,63	0,25	0,30	0,51
<i>PJD*</i>	0,78	0,77	0,93	0,23	0,77	0,93	0,80	-0,70	-0,72	-0,54	-0,63	1	0,07	-0,65	0,04
<i>PJD</i>	0,40	0,54	0,40	0,98	0,53	0,39	0,50	-0,37	-0,46	-0,51	-0,40	0,34	1	0,20	0,06
<i>R3</i>	-0,33	-0,36	-0,44	0,17	-0,35	-0,44	-0,38	0,43	0,44	0,03	0,30	-0,65	0,20	1	-0,55
<i>Div</i>	-0,35	-0,32	-0,33	0,10	-0,32	-0,34	-0,34	0,37	0,37	0,64	0,51	0,04	0,06	-0,55	1

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

A matriz de correlação mostra que a taxa de juros CDI possui alta correlação com as variáveis *de*, *de**, *ext*, *ext** e π^e . Entre as variáveis explicativas existe correlação elevada entre alguns pares de variáveis, tais como *lnMI* e *ln y* (justificando aqui a necessidade de se usar a variável *MPD*), *ext* e *MPD*, *ext** e *MPD*, π^e e *MPD*, π^e e *PJD**. Essas variáveis devem ser analisadas com cuidado durante a análise de regressão.

A Tabela 6 mostra a matriz de correlação para o modelo de câmbio. Existe alta correlação entre *de*, *de** e *cdi*, e entre *ln y* e *ln y**.

Tabela 6 – Matriz de correlação – modelo câmbio

	<i>de</i>	<i>de*</i>	<i>ca</i>	<i>cdi</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>
<i>de</i>	1	0,8349	0,2675	0,9467	-0,6898	-0,7037	0,5349	-0,3193
<i>de*</i>	0,8349	1	0,1503	0,8615	-0,7851	-0,7586	0,2180	-0,3321
<i>ca</i>	0,2675	0,1503	1	0,2601	-0,2399	0,1346	-0,2943	0,3415
<i>cdi</i>	0,9467	0,8615	0,2601	1	-0,6360	-0,6616	0,3906	-0,3484
<i>ln y</i>	-0,6898	-0,7851	-0,2399	-0,6360	1	0,8491	-0,4256	0,3729
<i>ln y*</i>	-0,7037	-0,7586	0,1346	-0,6616	0,8491	1	-0,4617	0,6400
<i>D</i>	0,5349	0,2180	-0,2943	0,3906	-0,4256	-0,4617	1	0,1036
<i>Div</i>	-0,3193	-0,3321	0,3415	-0,3484	0,3729	0,6400	0,1036	1

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Para iniciar a análise dos resultados das regressões foram estimadas regressões múltiplas para as equações (25), (27), (28), (51) e (52), com e sem risco de *default*, por Mínimos Quadrados Ordinários, e realizados os testes sobre os resíduos para especificar as transformações necessárias em cada caso para se obter estimadores consistentes e não-viesados, conforme os procedimentos descritos no capítulo 4. Foram feitas várias estimativas de regressão tanto para a taxa de juros quanto para a taxa de câmbio, com diferentes variáveis e combinações de variáveis⁴³. As regressões originais estão no Quadro 36 do Anexo B. Foram feitas outras regressões usando diferentes variáveis e combinação de variáveis e que não foram incluídas nas análises aqui apresentadas por não se terem resultados econometricamente robustos e/ou de acordo com a teoria econômica. Em especial, foram feitas regressões usando diferentes medidas de taxa de inflação, porém os resultados foram semelhantes aos apresentados utilizando o IPCA.

No Quadro 36 do Anexo B (regressões originais) apresenta as regressões originais estimadas por MQO e, adicionalmente, estão apresentados os resultados do teste Q de *Ljung-Box*, de uma a oito defasagens. Os resultados de cada regressão estimada ocupam duas colunas, uma para o valor do coeficiente estimado (Coef.) e outra para a probabilidade (Prob.) da estatística *t-student* (no caso dos coeficientes estimados) ou da estatística F ou *Qui-Quadrado* (no caso dos testes sobre os resíduos). A partir dos resultados do Quadro 36 se reestimam os modelos de modo a corrigir os possíveis problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos. O Quadro 4 apresenta os melhores resultados das regressões reestimadas. A primeira coluna lista as variáveis independentes que foram utilizadas nas regressões, além dos coeficientes de determinação R^2 e R^2 ajustado, dos testes sobre os resíduos para heteroscedasticidade (teste de White) e para a autocorrelação dos resíduos (teste de Bausch-Pagan) e o MQP, método não-linear de correção da autocorrelação dos resíduos, matriz de White ou Newey-West para correção da variância e covariância dos resíduos, ou a combinação desses procedimentos).

⁴³ No caso dessa regressão optou-se por não inserir a variável dependente defasada, como sugerido por Edwards e Kahn (1985) por piorar ou mesmo provocar a autocorrelação dos resíduos (esse modelo está descrito no Apêndice). No caso da variável y^* que apresentou correlação cruzada significativa nos *lags* 0 e 1 optou-se por usar apenas um dos *lags* para evitar problemas de multicolinearidade.

	1. Equação (51) sem risco de <i>default</i>		2. Equação (52) sem risco de <i>default</i>		3. Equação (51) sem risco de <i>default</i> e com <i>MPD</i>		4. Equação (52) sem risco de <i>default</i> com <i>MPD</i>		5. Equação (25) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i> *)		6. Equação (27) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i> *)		7. Equação (27) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i> *) e <i>MPD</i>		8. Equação (27) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i>)		9. Equação (27) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i>) e <i>MPD</i>		10. Equação (28) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i> *) e Política Monetária		11. Equação (28) com risco de <i>default</i> (<i>PJD</i>) e Política Monetária	
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
Constante	-0,010	0,923	0,145	0,136	0,162	0,002	-0,058	0,359	-0,035	0,670	0,373	0,013	-0,085	0,441	0,000	0,969	0,003	0,600	0,189	0,368	-0,002	0,700
π^e_t	0,648	0,000	1,465	0,000	0,576	0,000	1,504	0,000	0,662	0,000	1,229	0,000	1,470	0,000	0,044	0,550	0,091	0,496	1,221	0,000	0,145	0,042
$\ln MI_{t-1}$	-0,010	0,194	0,025	0,000					-0,015	0,014	0,029	0,005			-0,021	0,119						
$\ln y_t^*$	0,033	0,052	-0,049	0,002					0,042	0,002	-0,060	0,010			0,053	0,098						
MPD_t					0,031	0,189	0,094	0,035			0,077	0,077					-0,016	0,694				
ext_t^*	0,044	0,093	0,076	0,018	0,053	0,010	0,101	0,000														
PJD_t^*									0,029	0,116	0,039	0,088	0,102	0,001					0,060	0,002		
PJD_t															0,005	0,459	0,018	0,050			0,015	0,000
$\ln B0_{t-1}$																			-0,001	0,270	0,001	0,220
$R3_t$															0,074	0,000			0,074	0,000	0,054	0,000
DR_t	0,012	0,898	-0,140	0,130	-0,117	0,023	0,079	0,186	0,037	0,651	-0,366	0,012	0,074	0,450							-0,010	0,017
DC_t	-0,020	0,020	-0,040	0,000	-0,025	0,000	-0,035	0,000	-0,018	0,029	-0,050	0,000	-0,043	0,000	0,023	0,045	0,032	0,006	-0,200	0,335	-0,010	0,017
DEL_t															0,002	0,767	0,011	0,249	-0,018	0,001	0,009	0,007
$AR(1)$									0,291	0,032	0,437	0,004			1,233	0,000	0,918	0,000	0,529	0,004	0,640	0,000
$AR(2)$															-0,402	0,019					-0,516	0,001
R ²	0,995		0,984		0,994		0,965		0,998		0,978		0,948		0,925		0,878		0,966		0,975	
R ² ajust.	0,994		0,983		0,994		0,963		0,998		0,976		0,944		0,908		0,860		0,962		0,970	
Teste de White	2,589	0,006	1,142	0,347	1,645	0,107	0,802	0,647	2,902	0,003	1,344	0,218	2,708	0,007	0,991	0,485	1,154	0,353	1,758	0,075	0,816	0,647
Teste de Breusch-Pagan	2,315	0,133	2,725	0,104	0,292	0,591	1,273	0,264	0,714	0,402	0,156	0,695	0,557	0,459	1,427	0,240	0,419	0,521	0,581	0,449	0,104	0,750
Período	1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1991:1-2006:4		1991:1-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4	
Nº de Observações	67		67		67		67		64		64		64		48		48		64		48	
Método de Estimacão Econométrica	MQP e Matriz de White		MQP		MQP e Matriz de White		MQP		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos e Matriz de Newey-West		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos		MQP e Matriz de White		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos e Matriz de Newey-West		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos	

Quadro 4 – Resultados das regressões estimadas para a taxa de juros CDI *over*

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

A primeira regressão estimada (regressão 1) considera a equação (51) sem risco de *default*, ou seja, considerando a soma da taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio com a taxa de juros internacional, formando a variável externa (ext^*). Para essa regressão foram consideradas as variáveis logaritmo natural dos meios de pagamento defasada em um período ($\ln MI(-1)$), logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB ($\ln y_t^*$), taxa de inflação IPCA (π_t^e), a variável externa (ext_t^*) e as variáveis binárias referentes ao Plano Real ($DR_t = 1$ para $t \geq 1994:3$ e zero caso contrário) e à mudança do regime cambial para flexível ($DC_t = 1$ para $t \geq 1999:1$ e zero caso contrário). A segunda regressão (regressão 2) estima a equação (52) sem risco de *default* e considerando as mesmas variáveis da regressão 1. A terceira regressão estima a equação (51) considerando a variável combinada referente ao PIB real e os meios de pagamento, substituindo as variáveis $\ln MI_{t-1}$ e $\ln y_t$ pela variável MPD_t , além de considerar as outras variáveis das regressões 1 e 2. A quarta estimativa (regressão 4) considera o modelo (52) sem risco de *default*, considerando as mesmas variáveis da regressão 3. A quinta estimativa (regressão 5) considera a equação (25) e inclui o risco de *default*, considerando as variáveis referentes aos meios de pagamento ($\ln MI_{t-1}$), Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB ($\ln y^*$), taxa de inflação IPCA (π_t^e), Paridade de Juros a Descoberto usando como “proxy” do prêmio de risco-país a relação Dívida Líquida do Setor Público e PIB (PJD_t^*) e as variáveis binárias DR_t (para Plano Real) e DC_t (para mudança de regime cambial). A sexta estimativa (regressão 6) considera a equação (27) e utiliza as mesmas variáveis da regressão 5. A estimativa de número 7 (regressão 7) substitui as variáveis $\ln MI$ e $\ln y^*$ da regressão 6 pela variável combinada MPD . A oitava estimativa (regressão 8) é semelhante à regressão 5, mudando a *proxy* para o prêmio de risco-país para o *spread* do C-Bond formando a variável PJD_t e, como o período da estimativa inicia-se em 1995, a variável binária DR (referente ao Plano Real) foi excluída e foi incluída uma variável binária para o período pré-eleitoral ($DEL_t = 1$ para $t \geq 2002:3$ e zero, caso contrário). A nona estimativa (regressão 9) substitui as variáveis $\ln MI$ e $\ln y^*$ da regressão 8 pela variável combinada MPD . As estimativas 10 e 11 consideram as variáveis de política monetária que formam a equação (28) e se diferenciam pela variável PJD , sendo que a regressão 10 considera PJD_t^* (com a relação Dívida/PIB para risco-país) e a regressão 11 considera a PJD_t (com o *spread* do C-Bond para risco-país). As variáveis $AR(1)$ e $AR(2)$ foram inseridas quando necessário para corrigir a autocorrelação dos resíduos via método não-linear, como explicado no capítulo 4.

As variáveis explicativas π_t^e , ext_t^* , PJD_t^* , PJD_t e $R3_t$ tiveram os sinais esperados e bons níveis de significância estatística. O coeficiente da variável MPD_t , quando estatisticamente significativa, apresentou o sinal esperado. As variáveis $\ln MI_{t-1}$ e $\ln y_t^*$ tiveram, em algumas regressões, os sinais esperados e em outras, o sinal contrário ao esperado.

Em relação às variáveis binárias consideradas (*DR* para o Plano Real, *DC* para a mudança no regime cambial e *DEL* para o período eleitoral), a mudança no regime cambial se apresentou significativa estatisticamente em todas as regressões, exceto na estimativa 10 do Quadro 4. O Plano Real foi estatisticamente significativo nas regressões 3 e 6, enquanto que o período eleitoral se apresentou relevante nas estimativas 10 e 11.

De maneira geral, como mostram os resultados apresentados no Quadro 4, os modelos estimados referentes às equações (25), (27), (51) e (52) apresentaram diferenças principalmente na estimativa do coeficiente referente à taxa de inflação, sendo que as estimativas da equação (27) e (52) apresentaram coeficientes maiores do que a unidade para essa variável nas regressões 2, 4 e 6 e são quase ou mais que o dobro das estimativas dos coeficientes da taxa de inflação da equação (51) e (25) estimados nas regressões 1, 3 e 5, respectivamente. No entanto, o problema de heteroscedasticidade é mais relevante no caso das regressões estimadas para a equação (51) e (25) e não foi totalmente corrigida nas regressões 1, 3, 5 e 7.

A taxa de inflação também se apresentou muito significativa em quase todos os modelos estimados, exceto nas regressões 8 e 9 quando incluído o *spread* do C-Bond como *proxy* do risco de *default*. No entanto, essas regressões foram estimadas a partir de 1995 (devido à disponibilidade de dados), período em que houve maior controle da taxa de inflação e maior integração entre os mercados financeiros doméstico e internacional, e isso pode significar importantes mudanças no processo de determinação da taxa de juros no Brasil após o Plano Real.

Os modelos de determinação da taxa de juros que incluem variáveis de política monetárias, representado pelas regressões 10 e 11 do Quadro 4, apresentaram resultados interessantes, sendo importante diferenciar os resultados do período de 1991 a 2006 (regressão 10) e do período a partir de 1995 (regressão 11), mesmo que ambos considerem variáveis distintas para a Paridade de Juros a Descoberto. Primeiramente, em ambas as regressões os coeficientes da variável referente à Base Monetária não se apresentaram estatisticamente significativos. No entanto, os coeficientes da alíquota do compulsório sobre depósitos à vista se apresentaram estatisticamente significativos e com sinais corretos. Em segundo lugar, deve-se observar que a

taxa de inflação (medida pelo IPCA) perdeu importância em afetar a taxa de juros a partir de 1995, como também observado na regressão 9. A resposta da taxa de juros CDI a um aumento de 1 ponto percentual na taxa de inflação passou de 1,22 para 0,15 ponto percentual, respectivamente para as regressões 10 e 11. Já a variável PJD continuou apresentando pouco impacto sobre a taxa de juros, mas é estatisticamente significativa e, assim, é relevante considerá-la no modelo.

Foram escolhidas as estimativas 4, 9 e 11 para serem analisadas individualmente e estão em negrito no Quadro 4.

Para a estimativa do modelo de determinação da taxa de juros nominal desenvolvido por Edwards e Khan (1985), sem risco de *default*, o melhor resultado econométrico obtido no sentido de apresentar coeficientes eficientes e não-viesados foi apresentado pela regressão 4, que estima a equação (52) por Mínimos Quadrados Ponderados do Quadro 4 e apresentado no Quadro 5 abaixo.

$cdi_t = -0,0579 + 1,5044\pi_t^e + 0,0939MPD_t + 0,1008ext_t^* + 0,0793DR_t - 0,0352DC_t$						
Estatística t:	(-0,9248)	(19,9848*)	(2,1548**)	(4,5984*)	(1,3389)	(-4,7138*)
Elasticidade:		0,9598	0,0537	0,0443		
$R^2 = 0,9654$	R^2 ajustado = 0,9626	Nº de observações: 67 (1990:2 a 2006:4)				
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 0,8017						
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 1,2735						
Teste Q-Ljung-Box:						
Q(1) = 1,34	Q(2) = 1,48	Q(3) = 1,71	Q(4) = 1,73	Q(5) = 1,76	Q(6) = 2,14	
Q(7) = 2,42	Q(8) = 3,05	Q(9) = 4,25	Q(10) = 4,88	Q(11) = 7,84	Q(12) = 8,52	
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.						

Quadro 5 – Regressão 4: Mínimos Quadrados Ponderados - MQP e Matriz de variância e covariância de White para estimativa da equação (52) sem risco de *default*

O coeficiente de determinação (R^2) mostra que as variáveis explicativas possuem um poder explicativo de 96,54% sobre a taxa de juros nominal CDI. Além disso, os coeficientes estimados da taxa de inflação (π^e), da variável *MPD* e da variável externa (ext^*) estão com sinais corretos e são estatisticamente significativas. Isso mostra que o modelo teórico utilizado é relevante e, além disso, tanto variáveis internas quanto externas (sem considerar a percepção de risco de *default*) são importantes em afetar a taxa de juros nominal brasileira entre 1990 e 2006,

sendo que a taxa de inflação pode ser a considerada a mais importante nesse processo, de acordo com o modelo estimado acima. O coeficiente estimado de π_t^e diz que se a taxa de inflação subir 1 ponto percentual, a taxa de juros CDI vai apresentar um incremento de 1,5 ponto percentual. A elasticidade calculada foi de 0,9598, ou seja, muito próximo de uma elasticidade unitária. O coeficiente estimado para a combinação entre PIB e M1 deflacionados (*MPD*) mostra que para cada R\$ 1 milhão de incremento na renda real agregada descontada dos meios de pagamento, a taxa de juros CDI deve aumentar em 0,09 ponto percentual (representando uma elasticidade de 0,0537). Já para uma variação de um ponto percentual na variável externa, a taxa e juros CDI deve responder com um incremento de 0,10 ponto percentual (representando uma elasticidade de 0,0443). Isso diz que o grau de abertura financeira da economia brasileira, para o período total analisado, pode ser considerado pequeno, sendo as variáveis domésticas as mais importantes em afetar a taxa de juros CDI entre o período de 1990 a 2006, especialmente a taxa de inflação.

Para o modelo que considera o risco de *default*, na regressão 7 não se conseguiu corrigir de forma satisfatória o problema de heteroscedasticidade, como mostra o resultado do teste de White do Quadro 4. A regressão 9 apresentou resultados mais satisfatórios (exceto para a variável *MPD*), estimada para o período de 1995:1 a 2006:4 e considerando o *spread* do C-Bond para compor a variável *PJD*, sendo replicada no Quadro 6.

$cdi_t = -0,0029 + 0,0907\pi_t - 0,0157MPD_t + 0,0184PJD_t + 0,0324DC_t + 0,0111DEL_t + 0,9175AR(1)_t$							
Estatística t:	(-0,5294)	(0,6865)	(-0,3959)	(2,0205**)	(2,8906*)	(1,1695)	(15,8162*)
Elasticidade:		0,0331	-0,0723	0,2604			
R ² = 0,8783 R ² ajustado = 0,8601 N ^o de observações: 48 (1995:1 a 2006:4)							
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 1,1544							
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 0,4195							
Teste Q-Ljung-Box:							
Q(1) = 0,00	Q(2) = 0,00	Q(3) = 2,86	Q(4) = 3,70	Q(5) = 6,04	Q(6) = 6,06		
Q(7) = 6,07	Q(8) = 6,41	Q(9) = 7,00	Q(10) = 7,38	Q(11) = 9,81	Q(12) = 9,96		
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.							

Quadro 6 – Regressão 9: Mínimos Quadrados Ponderados – MQP e modelo não-linear de correção da autocorrelação para estimativa da equação (27) com risco de *default* - *PJD*

É importante observar que ao inserir o risco de *default* e quando considerado o período a partir de 1995, como na regressão 9, as variáveis domésticas deixam de ser estatisticamente significativas, sendo significativas a variável binária para a mudança do regime cambial no 1º trimestre de 1999, a variável autorregressiva AR(1) e a variável *PJD* que utiliza como “proxy” do prêmio de risco o *spread* do C-Bond. No entanto, o coeficiente dessa variável é pequeno, sendo que um aumento de 1 ponto percentual na variável *PJD* irá causar um incremento de 0,02 ponto percentual sobre a taxa de juros CDI, representando uma elasticidade de 0,2604. Outros fatores importantes a serem observados se referem ao coeficiente de determinação, que reduziu em relação às estimativas anteriores, e o aumento da importância do comportamento autorregressivo da taxa de juros CDI, pois o coeficiente da variável *AR(1)*, resultado da correção da autocorrelação dos resíduos via procedimento não-linear, aumentou significativamente. Isso indica que fatores como custos de transação e intermediação financeiras, estrutura do mercado bancário-financeiro e outros fatores externos (como grau de liquidez internacional) não considerados explicitamente no modelo aqui apresentado podem ser importantes em afetar a taxa de juros CDI. No entanto, tais fatores são difíceis de serem mensurados e incorporados no modelo.

O Quadro 7 replica os resultados da regressão 11, que se refere ao modelo que incorpora as variáveis de política monetária com risco de *default*, utilizando o *spread* do C-Bond.

$cdi_t = -0,002 + 0,145\pi_t + 0,001ln B0_{t-1} + 0,055R3_t + 0,0148PJD_t - 0,010DC_t + 0,009DEL_t + 0,640AR(1)_t - 0,516AR(2)_t$									
<i>t</i> :	(-0,389)	(2,111**)	(1,248)	(5,997*)	(3,938*)	(-2,426*)	(2,844*)	(4,546*)	(-3,772*)
Elasticidade:	0,0529	0,1993	0,5899	0,21011					
R ² = 0,9752 R ² ajustado = 0,9698 N ^o de observações: 48 (1995:1 a 2006:4)									
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 0,8156									
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 0,1035									
Teste Q-Ljung-Box:									
Q(1) = 0,29	Q(2) = 0,31	Q(3) = 2,78	Q(4) = 5,42	Q(5) = 5,58	Q(6) = 5,90				
Q(7) = 6,27	Q(8) = 6,49	Q(9) = 6,75	Q(10) = 6,82	Q(11) = 8,15	Q(12) = 8,15				
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.									

Quadro 7 – Regressão 11: Mínimos Quadrados Ponderados – MQP e modelo não-linear de correção da autocorrelação para estimativa da equação (27) com risco de *default* - *PJD*

Pode-se dizer que a alíquota do compulsório passou a ser a variável mais importante em determinar a taxa de juros CDI, juntamente com as variáveis “autorregressivas” que corrigem a autocorrelação dos resíduos. Um aumento de 10 pontos percentuais no $R3$ é transmitido em um repasse de 0,55 ponto percentual na taxa de juros CDI e isso representa uma elasticidade de 0,5899. A variável referente à base monetária apresentou sinal contrário à teoria econômica e não é estatisticamente significativa. Para a variável referente à Paridade de Juros a Descoberto - PJD pode-se dizer que se ela aumentar 1 ponto percentual terá um impacto de 0,02 ponto percentual sobre a taxa de juros CDI, representando uma elasticidade de 0,21011. Novamente, as variáveis autorregressivas assumiram importância significativa em determinar a taxa de juros CDI, reforçando a importância dos fenômenos citados e que não podem ainda ser quantificados.

Para o modelo referente à taxa de câmbio utilizou-se, inicialmente, a taxa de crescimento da taxa de câmbio (de) entre t e $t-1$, como descrito anteriormente⁴⁴ para estimar a equação de determinação da taxa de câmbio foram considerados dois modelos, um que inclui o risco de *default* (26) e outro que não inclui o risco de *default* (53). Para identificar a melhor estimativa a ser analisada a partir das defasagens das variáveis explicativas correspondentes com base na correlação cruzada apresentada anteriormente foi utilizado a que apresentou melhor R^2 (ou R^2 ajustado no caso de variáveis explicativas diferentes em cada modelo). Com isso, optou-se por inserir a taxa de juros CDI contemporânea e defasada em algumas estimativas por aumentar o coeficiente de determinação de forma expressiva e por ambas serem estatisticamente significativas.

As regressões dos 7 modelos usando o método dos Mínimos Quadrados Ordinários estão no Quadro 37 do Anexo B. A partir desses resultados estimaram-se novos modelos que corrigem os problemas de heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos e que estão no Quadro 8.

⁴⁴ A variável de é definida como: $de_t = \left(\frac{e_t}{e_{t-1}} - 1 \right)$, sendo de a taxa de crescimento da taxa de câmbio e e a taxa de câmbio (em R\$/US\$).

	1. Modelo (53), com cdi_t e cdi_{t-1} e sem risco de <i>default</i>		2. Modelo (26), com Div_t, Div_{t-1} medindo risco de <i>default</i>		3. Equivalente ao Modelo 1, iniciando em 1995		4. Modelo (26) com risco de <i>default</i> , com D_t e D_{t-1}		5. Equivalente ao Modelo 4, sem D_{t-1}		6. Modelo (53) usando de^* sem risco de <i>default</i>		7. Modelo (26) usando de^* com risco de <i>default</i>	
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
Constante	-0,891	0,254	-0,274	0,710	1,590	0,106	0,218	0,838	0,122	0,863	-0,973	0,301	-3,084	0,005
ca_t											-0,007	0,051	0,001	0,655
ca_{t-1}	-0,010	0,000	-0,003	0,300	-0,001	0,558					-0,004	0,224		
ca_{t-2}							-0,001	0,651	-0,004	0,009				
$\ln y_t^*$	0,200	0,253	0,011	0,945	-0,327	0,109					0,266	0,214	0,661	0,004
$\ln y_{t-4}^*$							-0,042	0,856	-0,034	0,823				
cdi_t	0,651	0,000	0,958	0,000	-0,897	0,290	-0,953	0,211	-0,080	0,791	0,044	0,064		
cdi_{t-1}	0,236	0,000			-0,075	0,919								
cdi_{t+1}											0,182	0,000	0,019	0,953
Div_t			0,021	0,000										
Div_{t-1}			-0,017	0,001					0,059	0,093				
D_t							0,279	0,000					0,070	0,104
D_{t-1}							-0,196	0,000						
DR_t	-0,146	0,003	0,056	0,385							-0,307	0,000		
DC_t	0,046	0,169	-0,021	0,760	0,023	0,450	-0,022	0,463	0,003	0,941	-0,008	0,814	-0,039	0,203
DEL_t							-0,001	0,963	-0,003	0,939			-0,137	0,000
$AR(1)$					0,549	0,001								
$AR(2)$					-0,380	0,019								
R ²	0,9996		0,996		0,425		0,746		0,368		0,921		0,680	
R ² ajustado	0,9996		0,995		0,320		0,700		0,275		0,912		0,632	
Teste de White	1,136	0,351	0,543	0,908	0,716	0,725	1,032	0,454	0,722	0,738	0,943	0,513	1,181	0,335
Teste de Breusch-Pagan	0,000	0,995	1,886	0,127	0,090	0,766	0,922	0,343	2,541	0,056	2,142	0,088	2,508	0,121
Período	1990:2-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4	
Nº de Observações	67		64		48		48		48		48		48	
Método de Estimação	MQP		MQP		MQP com modelo não linear de correção da autocorrelação dos resíduos		MQP		MQP com matriz de correção de Newey-West		MQP com matriz de correção de Newey-West		MQP	
Econométrica														

Quadro 8 – Resultados das regressões estimadas para a taxa de crescimento da taxa de câmbio nominal (equações 1 a 5 têm *de* como variável dependente e as equações 6 e 7, *de**)

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

A primeira regressão (regressão 1) apresenta um modelo sem risco-país, usando a taxa de juros CDI contemporânea (cdi_t) e defasada de um período (cdi_{t-1}) como explicativas, além do saldo em Transações Correntes defasado em um período (ca_{t-1}), do logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB ($\ln y^*$) e das variáveis binárias DR_t para o Plano Real ($DR_t = 1$ para $t > 1994:2$ e zero caso contrário) e DC_t para a mudança no regime cambial ($DC_t = 1$ para $t > 1998:4$ e zero caso contrário). Esse modelo foi estimado por Mínimos Quadrados Ponderados.

Para o modelo que inclui o risco de *default*, conforme foi feito na análise de determinação da taxa de juros, aqui também foram utilizadas duas variáveis representativas (“proxy”) para o risco de não cumprimento das obrigações financeiras. A segunda regressão (regressão 2) utiliza a relação dívida/PIB, sendo escolhido o modelo com melhor R^2 ajustado e com menores problemas de autocorrelação dos resíduos em relação às defasagens do CDI e dívida/PIB (foi retirado da regressão o CDI defasado e incluído a relação dívida/PIB contemporânea e defasada em um período), além de considerar as outras variáveis do modelo anterior. Essa equação foi estimada por Mínimos Quadrados Ponderados.

O terceiro modelo apresentado (regressão 3) é similar a regressão 1, mas agora iniciando em 1995 com o objetivo de comparar os resultados de 1990 a 2006 com os de 1995 a 2006. O modelo 3 foi estimado por Mínimos Quadrados Ponderados, usando também o modelo não-linear de correção da autocorrelação dos resíduos.

A regressão 4 usa o *spread* do C-Bond como “proxy” do prêmio de risco-país, tanto contemporâneo (D_t) quanto defasado (D_{t-1}). Aqui foram utilizados o saldo em Transações Correntes defasados em dois períodos e o logaritmo natural do Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB defasado em 4 períodos. As variáveis binárias consideradas são referentes à mudança no regime cambial (DC_t) e ao período eleitoral (DEL_t), definidos anteriormente. A técnica econométrica utilizada para esse modelo foi o de Mínimos Quadrados Ponderados.

A quinta estimativa (regressão 5) é semelhante à regressão 4, agora sem o termo defasado do risco de *default*, ou seja, usa somente D_t para medir o risco.

Para as regressões 6 e 7, apenas com o objetivo de comparação com os resultados anteriores, a variável dependente passou a ser de_t^* , ou seja, a taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio entre t e $t+1$. Optou-se por estimar esses modelos devido ao fato de que a variável de_t^* foi utilizada como explicativa no modelo de determinação da taxa de juros, formando a variável externa e a Paridade de Juros a Descoberto (PJD e PJD^*). A regressão 6 do Quadro 8 é um

modelo sem risco de *default*, que considera as seguintes variáveis: ca_t , ca_{t-1} , $\ln y_t^*$, cdi_t e cdi_{t+1} , DR_t e DC_t . A escolha do cdi_{t+1} seria uma taxa de juros esperada para o período imediatamente posterior, pois este modelo considera a taxa esperada de câmbio. A técnica econométrica utilizada foi a de Mínimos Quadrados Ponderados com a Matriz de Newey-West para a correção da variância e covariância dos resíduos. Já a regressão 7 considerada o *spread* do C-Bond (D_t) como a variável de risco de *default*, além das variáveis ca_t , $\ln y_t^*$, cdi_{t+1} , DC_t e DEL_t . Foi utilizada como técnica econométrica o método dos Mínimos Quadrados Ponderados.

De maneira geral, a partir dos resultados apresentados no Quadro 4 pode-se dizer que a variável referente ao saldo em Transações Correntes só se apresentou estatisticamente significativa e com sinal esperado nos modelos sem risco de *default* (regressões 1 e 6). A variável referente ao PIB se mostrou pouco importante nos modelos, apresentando não significância estatística em quase todos eles, exceto no modelo 7. A variável referente à taxa de juros apresentou resultados muito interessantes. Ela se apresentou com sinal positivo e estatisticamente muito significativo nos modelos que não incluem risco de *default*. Porém, quando considerado o período a partir de 1995 e quando incluído esse risco, a taxa de juros perdeu importância no modelo. Isso também se refletiu nos coeficientes de determinação, que se mostraram menos explicativos nos modelos que se iniciam a partir de 1995. Já o risco de *default* apresentou extrema relevância nos modelos, tanto no que diz respeito à significância estatística dos coeficientes quanto nos efeitos das outras variáveis do modelo sobre o câmbio. Além disso, ambas as variáveis escolhidas como “proxy” desse risco foram importantes nos modelos, assim como suas defasagens. Para as variáveis binárias, a mudança no regime cambial não se apresentou significativa em nenhuma estimativa; o Plano Real foi estatisticamente significativo apenas nas regressões 1 e 6 e o período eleitoral é relevante apenas na estimativa 7.

Foram escolhidas as regressões 1, 4, 7 (em negrito no Quadro 8) para serem analisadas individualmente por terem apresentado os melhores resultados para o modelo sem risco de *default*, o modelo com risco de *default* e o modelo com risco de *default* e variável dependente a variação esperada da taxa de câmbio nominal, respectivamente. O Quadro 9 replica a regressão 1 do Quadro 8.

$de_t = -0,8913 - 0,0099ca_{t-1} + 0,2002y_t^* + 0,6505cdi_t + 0,2360cdi_{t-1} - 0,1461DR_t - 0,0458DC_t$						
Estatística t: (-1,1521) (-4,0028*) (1,1539) (24,2465*) (9,9833*) (-3,0984*) (1,3931)						
Elasticidade: -0,0684 3,0491 0,7515 0,2727						
R ² = 0,9996 R ² ajustado = 0,9996 N ^o de observações: 67 (1990:2 a 2006:4)						
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 1,1364						
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 0,0000						
Teste Q-Ljung-Box:						
Q(1) = 0,00 Q(2) = 2,00 Q(3) = 2,51 Q(4) = 4,15 Q(5) = 4,17 Q(6) = 4,93						
Q(7) = 4,93 Q(8) = 4,98 Q(9) = 6,24 Q(10) = 6,36 Q(11) = 6,49 Q(12) = 6,63						
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.						

Quadro 9 – Regressão 1: Mínimos Quadrados Ponderados - MQP para estimativa da equação (53) sem risco de *default*

Os resultados para a equação (53) sem risco de *default*, considerando o período a partir do segundo trimestre de 1990 ao quarto trimestre de 2006, mostra um elevado coeficiente de determinação, ou seja, as variáveis explicativas são importantes em determinar a taxa de crescimento da taxa de câmbio. Outra constatação é que os coeficientes estimados das variáveis explicativas relevantes do modelo foram estatisticamente significativos, exceto para a variável referente ao PIB. A taxa de juros apresentou elevada significância estatística, tanto a contemporânea quanto a defasada, mostrando o importante impacto que esta variável tem sobre a determinação da variação cambial. O parâmetro do saldo em Transações Correntes apresentou sinal correto, porém tem pouco impacto sobre a variação cambial, ou melhor, para que se tenha um impacto relevante sobre o câmbio, deve-se ter uma variação muito grande da variável *ca*. O impacto de uma variação de um ponto percentual da taxa de juros contemporânea e defasada faz desvalorizar a taxa de câmbio em 0,6505 e 0,2360 ponto percentual, respectivamente. É importante notar aqui que, segundo a teoria econômica tradicional, um aumento na taxa de juros doméstica faria aumentar a entrada líquida de capital estrangeiro (aumentam as divisas internacionais), o que provocaria uma apreciação na taxa de câmbio, e não uma depreciação como obtido nos resultados apresentados. Esse efeito pode ser devido à possibilidade de risco de *default* das obrigações financeiras brasileiras que, ao invés de atrair capital externo ao país, provoca uma saída de capital, aumentando e depreciando a taxa de câmbio. Esse resultado é um indício de que o efeito mostrado por Blanchard (2004) e pela teoria Minskyana (pós-keynesiana) realmente

ocorre na economia brasileira, ou seja, um aumento na taxa de juros doméstica, em um cenário de pouca credibilidade do país, faz desvalorizar a taxa de câmbio devido ao maior risco de não cumprimento das obrigações financeiras. É importante, no entanto, avaliar se esse risco de *default* é importante em afetar a variação da taxa de câmbio, como mostra o Quadro 10 para o modelo 4.

$de_t = 0,2178 - 0,0012ca_{t-2} - 0,0416 \ln y_{t-4} - 0,9531 cdi_t + 0,2792D_t - 0,1964D_{t-1} - 0,0221DC_t - 0,0015DEL_t$								
t:	(0,2062)	(-0,4555)	(-0,1831)	(-1,2718)	(8,1954*)	(-4,6685*)	(-0,7417)	(-0,0471)
Elasticidade:	-0,1565	-8,4435	-2,2218	8,9173	-6,2720			
R ² = 0,7455		R ² ajustado = 0,6998		Nº de observações: 48 (1995:1 a 2006:4)				
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 1,0320								
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 0,9221								
Teste Q-Ljung-Box:								
Q(1) = 0,85	Q(2) = 3,06	Q(3) = 3,39	Q(4) = 7,03	Q(5) = 8,76	Q(6) = 11,63***			
Q(7) = 11,93***	Q(8) = 11,98	Q(9) = 13,14	Q(10) = 13,29	Q(11) = 15,70	Q(12) = 15,71			
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.								

Quadro 10 – Regressão 4: Mínimos Quadrados Ponderados – MQP para estimativa da equação (26) com risco de *default* medido pelo *spread* do C-Bond

Os resultados mostram que o coeficiente de determinação é menor do que o apresentado na regressão sem risco de *default*, mas superior ao coeficiente da regressão 3 do Quadro 9 que inicia em 1995 e não inclui esse risco. Assim, pode-se dizer que o modelo com risco-país tem maior poder explicativo sobre a variação cambial, principalmente quando considerado o período a partir de 1995. Além disso, as únicas variáveis estatisticamente significativas são referentes ao risco de *default*, contemporâneo e defasado. No entanto, o risco defasado em um período apresentou sinal negativo, ou seja, um risco maior no passado pode provocar uma valorização cambial hoje. Isso pode indicar uma instabilidade ou uma volatilidade da variação cambial devido ao risco. Outro fator importante refere-se à correção do *overshooting* sobre a taxa de câmbio quando se tem um sentimento maior de aversão ao risco, que é revisto posteriormente e corrigido. Isso ocorreu na economia brasileira nos períodos de instabilidade como antes da mudança do regime cambial em 1999 (com a desconfiança de que o Brasil teria dificuldades em honrar seus compromissos financeiros, como ocorreu com o México, com os países do leste da Ásia e com a Rússia) e durante o período pré-eleitoral em 2002, como pode ser

visto na Figura 5 apresentada no capítulo 3 da presente tese. Um maior risco contemporâneo, no entanto, faz desvalorizar a taxa de câmbio, mostrando que os agentes são avessos ao risco de *default* da dívida brasileira. Deve-se observar também que a taxa de juros CDI, apesar de não ser estatisticamente significativa, apresentou sinal negativo, ou seja, um aumento na taxa de juros doméstica faz valorizar a taxa de câmbio (há entrada de divisas ao país), mas, se o risco de *default* aumentar, a taxa de câmbio será desvalorizada. Novamente, os resultados confirmam a constatação levantada por Blanchard (2004) e pela teoria pós-keynesiana ou Minskyana.

Como foi considerada a taxa de crescimento esperado da taxa de câmbio no modelo de determinação da taxa de juros (razão entre taxas de câmbio em t e $t+1$, variável de_t^*) é importante verificar se o mesmo modelo aplicado para a taxa de variação cambial entre t e $t-1$ (variável de_t) também é relevante no caso da variação da taxa de câmbio esperada. Baseado nos resultados da correlação cruzada apresentados no início dessa seção e a partir das análises do coeficiente de determinação (R^2 e R^2 ajustado) foi selecionado a seguinte equação estimada mostrada no Quadro 11, incluindo o risco de *default* medido pelo *spread* do C-Bond e utilizando o método de Mínimos Quadrados Ponderados:

$de_t^* = -3,0844 + 0,0007ca_t + 0,6606y_t^* + 0,0188cdi_{t+1} + 0,0703D_t - 0,0392DC_t - 0,1367DEL_t$						
$t:$	(-3,0135*)	(0,4508)	(3,0352*)	(0,0954)	(1,6634***)	(-1,2955) (-4,9949*)
Elasticidade:	0,1387	198,83	0,2431	3,3314		
$R^2 = 0,6800 \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,6320$						
Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 1,1813						
Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 2,5081						
Teste Q-Ljung-Box:						
Q(1) = 2,72***	Q(2) = 2,83	Q(3) = 3,88	Q(4) = 6,38	Q(5) = 6,59	Q(6) = 6,61	
Q(7) = 7,41	Q(8) = 7,88	Q(9) = 9,91	Q(10) = 9,94	Q(11) = 9,94	Q(12) = 10,12	
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.						

Quadro 11 – Regressão 7: Mínimos Quadrados Ponderados para estimativa da equação (26) com variação cambial esperada e risco de *default* medido pelo *spread* do C-Bond

A primeira observação a ser feita é que o risco possui um impacto positivo no sentido de desvalorizar a taxa de câmbio esperada, significando que um maior sentimento de risco de *default* dos investidores em t afeta a taxa de variação cambial entre t e $t+1$ no sentido de

desvalorização. Os resultados mostram também que somente o *spread* do C-Bond e a variável referente ao PIB são estatisticamente significativos. Outro aspecto é que o saldo em Transações Correntes apresenta sinal contrário ao esperado e é não significativo estatisticamente. A taxa de juros CDI de um período para frente também não é estatisticamente significativa. No entanto, quando retirada essa variável do modelo o coeficiente de determinação ajustado cai para 54,98%, como pode ser visto nos resultados apresentados no Quadro 38 do Anexo B.

5.3 Resultados da análise VAR - Vetor Autorregressivo⁴⁵

Para a análise VAR foram feitas duas estimativas para cada modelo de determinação da taxa de juros e câmbio, sendo que a primeira não considera o risco de *default* e a segunda inclui esse risco, considerando como variável “proxy” do risco de *default* o *spread* do C-Bond. Nos casos dos modelos VAR para a taxa de juros, as estimativas são análogas às regressões 4 e 9 do Quadro 4. No caso dos modelos VAR para a taxa de crescimento da taxa de câmbio, as estimativas são análogas às regressões 1 e 4 do Quadro 4.

O primeiro modelo estimado para a taxa de juros CDI (VAR 1) não inclui a variável risco de *default* e foi considerado o período a partir do segundo trimestre de 1990 ao quarto trimestre de 2006, com variáveis binárias para o Plano Real (*DR*) e para a mudança no regime cambial (*DC*). Em princípio, o seguinte modelo deve ser estimado (não considerando a verdadeira ordem de entrada estimada):

$$VAR\ 1 \left\{ \begin{array}{l} cdi_t = \alpha_{11} + \sum_{i=1}^p \beta_{11i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{11i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{11i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{11i} ext_{t-i} + \varpi_{11} DR_t + \omega_{11} DC_t + \varepsilon_{11t} \\ MPD_t = \alpha_{12} + \sum_{i=1}^p \beta_{12i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{12i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{12i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{12i} ext_{t-i} + \varpi_{12} DR_t + \omega_{12} DC_t + \varepsilon_{12t} \\ \pi_t = \alpha_{13} + \sum_{i=1}^p \beta_{13i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{13i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{13i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{13i} ext_{t-i} + \varpi_{13} DR_t + \omega_{13} DC_t + \varepsilon_{13t} \\ ext_t = \alpha_{14} + \sum_{i=1}^p \beta_{14i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{14i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{14i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{14i} ext_{t-i} + \varpi_{14} DR_t + \omega_{14} DC_t + \varepsilon_{14t} \end{array} \right.$$

⁴⁵ As tabelas e gráficos apresentados nesse tópico foram baseados nos resultados obtidos a partir do programa E-views 5.0.

De acordo com os critérios de informação e a partir das análises de autocorrelação dos resíduos e de estabilidade foi estimado um VAR com defasagem de primeira ordem (ver Tabela 8 e os lados esquerdos das Figuras 23 e 24 do Anexo B), chamado de VAR 1. Apesar de existir correlação dos resíduos em algumas defasagens principalmente para a variável *MPD*, acredita-se que os resultados do VAR não foram afetados significativamente e optou-se por manter somente uma defasagem no modelo VAR devido ao pequeno número de observações presentes na estimação⁴⁶.

Em relação à causalidade de Granger para o VAR 1, a partir da Tabela 10 do Anexo B, pode-se afirmar que existe causalidade bidirecional entre as seguintes variáveis: *MPD* e *cdi*, π^e e *ext**; *cdi* e *ext**; *MPD* e *ext**, π e *MPD*. A ordem de entrada das variáveis foram *MPD*, π^e , *ext** e *cdi*.

O segundo conjunto estimado de resultados para o modelo referente à determinação da taxa de juros (VAR 2) inclui o *spread* do C-Bond na variável externa, formando a Paridade de Juros a Descoberto (*PJD*), como também foi feito na análise de regressão. Essa variável se inicia no primeiro trimestre de 1995, sendo necessário incluir uma variável binária para a mudança no regime cambial (*DC*) e para o período pré-eleitoral (*DEL*), excluindo a variável referente ao Plano Real (*DR*). Para o VAR 2, o seguinte modelo deve ser estimado:

$$VAR\ 2 \left\{ \begin{array}{l} cdi_t = \alpha_{21} + \sum_{i=1}^p \beta_{21i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{21i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{21i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{21i} PJD_{t-i} + \omega_{21} DC_t + \varpi_{21} DEL_t + \varepsilon_{21t} \\ MPD_t = \alpha_{22} + \sum_{i=1}^p \beta_{22i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{22i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{22i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{22i} PJD_{t-i} + \omega_{22} DC_t + \varpi_{22} DEL_t + \varepsilon_{22t} \\ \pi_t = \alpha_{23} + \sum_{i=1}^p \beta_{23i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{23i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{23i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{23i} PJD_{t-i} + \omega_{23} DC_t + \varpi_{23} DEL_t + \varepsilon_{23t} \\ PJD_t = \alpha_{24} + \sum_{i=1}^p \beta_{24i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{24i} MPD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{24i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{24i} PJD_{t-i} + \omega_{24} DC_t + \varpi_{24} DEL_t + \varepsilon_{24t} \end{array} \right.$$

O Anexo B mostra os resultados para a escolha do número de defasagens, a partir dos critérios de informação (Tabela 9) e análise da autocorrelação dos resíduos (lado direito da Figura 33). De acordo com os resultados, apesar de haver autocorrelação em algumas defasagens para as variáveis *MPD* e *cdi*, ao se fazer a estimação optou-se por manter apenas uma defasagem

⁴⁶ Apesar de não terem sido colocadas na presente tese, foram feitas estimativas com diferentes números de defasagens para todos os modelos aqui apresentados e pode-se afirmar que os resultados não mudaram significativamente, optando por escolher o menor número possível de defasagens apontado por pelo menos um dos critérios de informação, sempre verificando se a autocorrelação dos resíduos pode ser considerada satisfatória.

na análise por se considerar satisfatória e por ter poucas observações para esta estimativa, comprometendo os resultados caso aumente o número de parâmetros a serem estimados devido à maior defasagem no modelo. O inverso do círculo unitário apresentado do lado direito da Figura 24 do Anexo B mostra que o VAR é estável e inversível. A ordem de entrada das variáveis para fins da análise da função impulso-resposta e decomposição da variância a partir da decomposição de Choleski é a seguinte: MPD , π^e , PJD , cdi . A Tabela 11 do Anexo B mostra os resultados para a causalidade de Granger para esse modelo com uma defasagem e têm-se os seguintes resultados: há causalidade de Granger bidirecional entre as variáveis π e PJD ; há causalidade de Granger unidirecional entre as variáveis cdi e π , π e MPD . Ou seja, de acordo com esse teste, nenhuma variável causa no sentido de Granger a variável cdi no período a partir de 1995. A Figura 17 mostra os resultados da elasticidade do impulso⁴⁷ sobre a taxa de juros CDI (cdi) para os modelos VAR 1 (na coluna do lado esquerdo) e VAR 2 (na coluna do lado direito).

Os resultados da Figura 17 para a resposta da variável cdi mostram diferenças significativas para cada modelo estimado (VAR 1 e VAR 2), especialmente por se considerar períodos distintos além da inclusão da variável risco-país no caso do VAR 2. Primeiramente, é importante observar que a taxa de inflação (π) perdeu poder de impacto sobre a taxa de juros na segunda estimativa, que considera o período a partir de 1995, assim como havia acontecido na análise de regressão (regressão 9 do Quadro 4), além de ter apresentado sinal contrário ao esperado a partir do segundo período após o choque. A segunda constatação se refere ao maior efeito autorregressivo da variável cdi no VAR 2, o que também ocorreu na análise de regressão. Uma terceira observação se refere à convergência mais lenta das respostas aos choques no VAR 2. Apesar dessas diferenças é importante analisar os resultados de cada modelo separadamente, como feito a seguir.

⁴⁷ A análise dos resultados parte da Função Impulso-Resposta utilizando a ortogonalização de Choleski sobre a variável CDI, a partir da qual são calculadas as elasticidades do impulso, que normaliza as respostas dos choques das variáveis em relação à resposta em t da variável cdi quando se tem um choque sobre ela mesma.

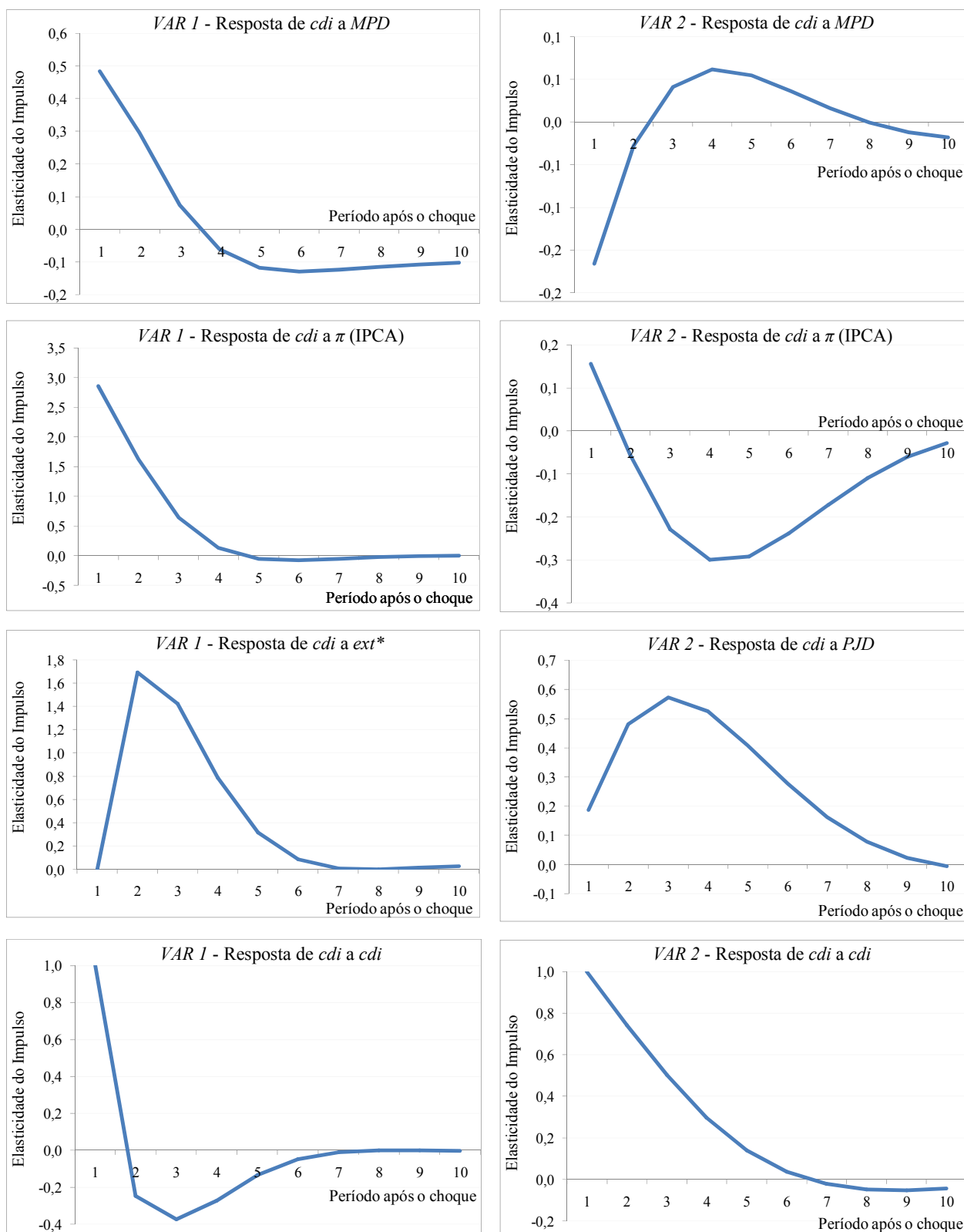


Figura 17 – Elasticidade do Impulso da taxa de juros CDI a choques de um desvio-padrão

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Em relação ao VAR 1, semelhantemente à regressão 4 do Quadro 4, pode-se afirmar que o impacto dos choques nas variáveis π e ext^* possuem um efeito maior sobre a variável cdi , e as variáveis MPD e a própria cdi possuem pouco poder em afetar a cdi . Um choque na variável π ou na variável externa (ext^*) produz efeito durante 4 e 6 períodos sobre a taxa de juros, respectivamente, no sentido positivo. Um choque sobre a taxa de inflação IPCA (π) possui maior impacto em elevar a taxa de juros CDI no primeiro período, e reduz esse efeito ao longo do tempo. Uma interpretação desses resultados seria dizer que maiores preços internos fazem reduzir a competitividade no exterior, impactando negativamente a Balança Comercial e, num segundo momento, faz com que a taxa de câmbio se desvalorize, podendo provocar novo efeito positivo sobre a taxa de inflação. Assim, no segundo período, o choque sobre a variável externa provoca uma elevação na taxa de juros, seja para atrair capital externo de modo a equilibrar o Balanço de Pagamentos e/ou conter a demanda agregada de modo a conter a elevação na taxa de inflação.

Assim como observado na análise de regressão, ao incluir o risco de *default* no VAR 2 e considerando o período a partir de 1995, os resultados mudaram significativamente. A primeira constatação se refere ao efeito dos choques, que agora demoram mais para convergir para zero. A variável MPD continua apresentando pequeno impacto sobre a taxa de juros, porém, agora esse impacto é negativo até o segundo trimestre após o choque. Na regressão 9 do Quadro 4 a variável MPD não apresentou significância estatística ao ser utilizada contemporaneamente nessa análise e, também, apresentou sinal negativo. Já a taxa de inflação, que no modelo anterior apresentou impacto relevante e positivo, agora o efeito no primeiro trimestre é positivo, mas muito pequeno, seguidos de efeitos negativos até o último período analisado, quando tende a convergir para zero. Também na regressão 9 do Quadro 4 a variável π perdeu importância em determinar o cdi . No VAR 2, o efeito maior sobre a taxa de juros CDI é proveniente de choques sobre ela mesma, com efeitos positivos até o sexto trimestre, quando converge para zero. Entre as variáveis consideradas explicativas no modelo teórico apresentado no capítulo 4, a PJD é a mais importante no sentido de exercer efeitos sobre a taxa de juros CDI, sendo positivo e crescente do primeiro ao segundo períodos, atingindo impacto maior no terceiro trimestre e caindo para zero no décimo trimestre após o choque. Novamente, os resultados do VAR 2 são muito parecidos com os encontrados na análise de regressão (como o modelo 9 do Quadro 4 da seção 5.2), mas aqui se têm efeitos dinâmicos e pode-se verificar a trajetória da taxa de juros quando se tem variação em uma das variáveis explicativas, sendo que estas também interagem entre si.

A Figura 18 mostra a decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros CDI para os modelos VAR 1 (gráfico do lado esquerdo) e VAR 2 (gráfico do lado direito) segundo a decomposição de Choleski previamente definida.

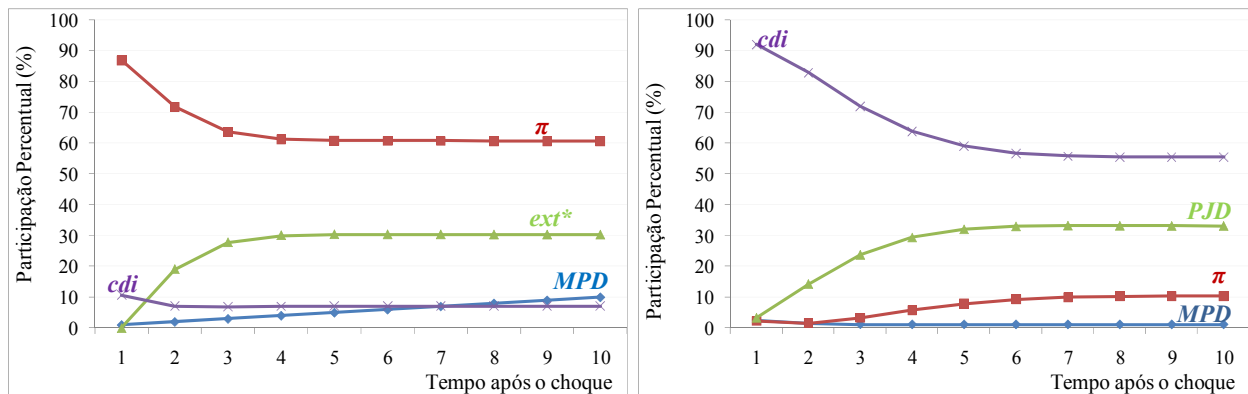


Figura 18 – Decomposição da variância da variável *cdi* para os modelos VAR 1 e VAR 2

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

O lado esquerdo da Figura 18 confirma que o π (taxa de inflação IPCA) e a variável externa ext^* possuem impactos mais expressivos sobre a taxa de juros do que as outras variáveis do modelo no VAR 1. A partir do terceiro trimestre após o choque, a taxa de inflação possui uma participação de cerca de 60% na variância do erro de previsão da taxa de juros CDI, enquanto que a variável externa possui aproximadamente 30% dessa participação. Isso reafirma que a economia brasileira é semi-aberta e a taxa de inflação é a variável mais importante em afetar a taxa de juros CDI, considerando o período de 1990 a 2006. É importante observar também que a variável externa formada pela taxa esperada de variação cambial, somada à taxa de juros internacional possui um impacto positivo e significativo sobre a taxa de juros. Ou seja, quando se espera uma desvalorização da taxa de câmbio ou ocorre um aumento na taxa de juros internacional, a taxa de juros doméstica também é aumentada, com o objetivo de captar recursos externos ao país. Já o impacto da variável MPD é muito pequeno, assim como mostraram os resultados das regressões na seção anterior (regressão 9 do Quadro 4).

Para a decomposição da variância do CDI no modelo definido pelo VAR 2, pode-se observar que todas as variáveis do modelo têm alguma importância em determinar a taxa de juros CDI. No entanto, as variáveis explicativas possuem pouco poder explicativo sobre a variância do erro de previsão da taxa de juros CDI, pois esta tem participação sobre ela mesma de cerca de

90% no primeiro período, reduzindo essa participação ao longo do tempo mas ainda maior que 60% no quarto trimestre após o choque. A segunda maior participação é da variável *PJD*, que inicia com 3,2% no primeiro trimestre, mas passa para 14% e 24% no segundo e terceiro trimestres, respectivamente, chegando a alcançar cerca de 33% a partir do quinto trimestre após o choque⁴⁸. A taxa de inflação IPCA reduziu significativamente a participação sobre a variância do erro de previsão, que chega a ser no máximo 10% do total. A variável *MPD* possui impacto de 2,5% no primeiro período, mas reduz essa participação para cerca de 1% nos próximos trimestres após o choque.

Com a finalidade de comparação, o Anexo B apresenta o modelo VAR 1B, sendo um modelo semelhante ao VAR 1, mas iniciando a partir de 1995 ou semelhante ao VAR 2 substituindo o *spread* do C-Bond pela variável externa (*ext**), seguindo os mesmos critérios de estimação da análise anterior e mesma ordenação. Como pode ser visto no gráfico do lado esquerdo da Figura 25 do Anexo B (VAR 1B) a função impulso-resposta apresentou resultados semelhantes ao modelo VAR 2, com as variáveis escolhidas tendo pouco efeito sobre a taxa de juros. Apenas a taxa de inflação apresentou sinal contrário ao descrito no VAR 2, mas o efeito é muito pequeno e converge para zero no sexto período após o choque. A variável externa é a mais importante das “explicativas” a partir do segundo período após o choque, mas o efeito também é pequeno. De acordo com a decomposição da variância apresentado no gráfico do lado direito da Figura 25 do Anexo B, a taxa de juros CDI tem impacto sobre ela mesma em mais de 80% durante todos os períodos após o choque. Já a variável externa chega a ter impacto de 9% a partir do terceiro trimestre e para a taxa de inflação esse efeito chega a 7% no primeiro período, reduzindo para cerca de 6% a partir do quinto trimestre após o choque. Esses resultados, quando comparados com os obtidos no VAR 2, reforçam a importância da variável referente ao risco de *default* em afetar a taxa de juros CDI, principalmente após a implementação do Plano Real, em detrimento das outras variáveis do modelo. Ao usar a variável *PJD* no VAR 2, a participação dessa variável na decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros chegou a ser mais de 30%, ou seja, a variável que capta os efeitos externos sobre a taxa de juros CDI aumentou sua participação de 9% para mais de 30% apenas ao incluir o risco de *default* (*spread* do C-Bond) na análise. Além disso, ao inserir essa variável no modelo há mudança nos resultados, como ocorreu com o sinal da variável π . Ou seja, pode-se inferir que um choque sobre a variável π

⁴⁸ Isto é coerente com os resultados da regressão 9 do Quadro 4.

possui impacto positivo sobre o CDI, que tende a atrair capital externo ao país. Mas se esse aumento na taxa de juros for percebido com maior risco de *default*, haverá saída de capital externo e desvalorização cambial, provocando um aumento na taxa de inflação. Esse efeito, como descrito em Blanchard (2004) e pela teoria pós-keynesiana para economias endividadas, pode ser confirmado ao se analisar o modelo desenvolvido para a taxa de câmbio, como feito a seguir.

Para o modelo de câmbio, algumas simulações preliminares constataram que a variável referente ao saldo em Transações Correntes (*ca*) apresenta alguma sazonalidade, prejudicando a autocorrelação dos resíduos para a análise VAR. Com isso, essa variável foi dessazonalizada ao inserir variáveis binárias para cada trimestre (formando ca_t^*) antes de ser colocada na estimativa do VAR. Os resultados dessa regressão são apresentados no Quadro 12.

	$ca_t^* = ca_t + 1986,47D1_t + 2273,21D2_t + 835,49D3_t + 3349,80D4_t$			
Estatística t:	(-1,8262***)	(-2,1541**)	(-0,7917)	(-3,1743*)
$D1_t = 1$ para o primeiro trimestre e zero caso contrário				
$D2_t = 1$ para o segundo trimestre e zero caso contrário				
$D3_t = 1$ para o terceiro trimestre e zero caso contrário				
$D4_t = 1$ para o quarto trimestre e zero caso contrário				
ca_t^* é a variável ca_t dessazonalizada.				
*Significativo a 1%, **Significativo a 5%, ***Significativo a 10%.				

Quadro 12 – Regressão para dessazonalizar o saldo em Transações Correntes (*ca*)

Além disso, devido à lenta convergência dos choques e à necessidade de se inserir um grande número de defasagens optou-se por utilizar a variável ca^* na primeira diferença e inserir a tendência, pois o Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB é estacionário em torno da constante e da tendência. Assim, foram estimados dois modelos, um sem o risco de *default* e outro inserindo o *spread* do C-Bond como variável “proxy” desse risco (modelo VAR 4). O VAR 3 inclui seguintes variáveis: primeira diferença do saldo em Transações Correntes (Δca^*), logaritmo natural do PIB dessazonalizado ($\ln y^*$), taxa de juros CDI (*cdi*), taxa de variação cambial entre t e $t-1$ (*de*), as variáveis binárias para o Plano Real (*DR*) e para mudança no regime cambial (*DC*), além da constante e da tendência (t). O seguinte modelo foi estimado (modelo VAR 3):

$$\text{VAR 3} \left\{ \begin{array}{l}
 cdi_t = \alpha_{31} + \beta_{31}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{31i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{31i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{31i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{31i} de_{t-i} + \varpi_{31} DR_t + \omega_{31} DC_t + \varepsilon_{31t} \\
 \ln y^*_t = \alpha_{32} + \beta_{32}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{32i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{32i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{32i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{32i} de_{t-i} + \varpi_{32} DR_t + \omega_{32} DC_t + \varepsilon_{32t} \\
 \Delta ca^*_t = \alpha_{33} + \beta_{33}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{33i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{33i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{33i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{33i} de_{t-i} + \varpi_{33} DR_t + \omega_{33} DC_t + \varepsilon_{33t} \\
 de_t = \alpha_{34} + \beta_{34}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{34i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{34i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{34i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{34i} de_{t-i} + \varpi_{34} DR_t + \omega_{34} DC_t + \varepsilon_{34t}
 \end{array} \right.$$

Para a análise que inclui o risco de *default* (variável D referente ao *spread* do C-Bond), foram utilizadas as mesmas variáveis descritas no VAR 3, excluindo apenas a variável binária referente ao Plano Real (DR), pois esse modelo inicia-se em 1995, e incluindo a variável binária referente ao período pré-eleitoral (DEL). Portanto, tem-se o seguinte modelo (VAR 4):

$$\text{VAR 4} \left\{ \begin{array}{l}
 cdi_t = \alpha_{41} + \beta_{41}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{41i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{41i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{41i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{41i} de_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varrho_{41i} D_{t-i} + \omega_{41} DC_t + \varpi_{41} DEL_t + \varepsilon_{41t} \\
 \ln y^*_t = \alpha_{42} + \beta_{42}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{42i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{42i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{42i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{42i} de_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varrho_{42i} D_{t-i} + \omega_{42} DC_t + \varpi_{42} DEL_t + \varepsilon_{42t} \\
 \Delta ca^*_t = \alpha_{43} + \beta_{43}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{43i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{43i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{43i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{43i} de_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varrho_{43i} D_{t-i} + \omega_{43} DC_t + \varpi_{43} DEL_t + \varepsilon_{43t} \\
 de_t = \alpha_{44} + \beta_{44}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{44i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{44i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{44i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{44i} de_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varrho_{44i} D_{t-i} + \omega_{44} DC_t + \varpi_{44} DEL_t + \varepsilon_{44t} \\
 D_t = \alpha_{45} + \beta_{45}t + \sum_{i=1}^p \gamma_{45i} cdi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{45i} \ln y^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{45i} ca^*_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{45i} de_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varrho_{45i} D_{t-i} + \omega_{45} DC_t + \varpi_{45} DEL_t + \varepsilon_{45t}
 \end{array} \right.$$

A análise dos resultados dos modelos VAR para a taxa de câmbio se inicia com a definição do número de defasagens via critérios de informação e análise da autocorrelação dos resíduos para ambos os modelos VAR 3 (sem risco de *default*) e VAR 4 (com a variável D referente ao *spread* do C-Bond como “proxy” do risco de *default*). Como se pode observar nas Tabelas 12 e 13 do Anexo B, a maioria dos critérios aponta para apenas uma defasagem em ambos os modelos, que é plausível também considerando a autocorrelação dos resíduos apresentado na Figura 26 do Anexo B, apesar da variável Δca^*_t ainda apresentar autocorrelação significativa na quarta defasagem. A Figura 27 do Anexo B mostra que os modelos VAR 3 e VAR 4 com uma defasagem são estáveis e inversíveis, pois todas as defasagens estão dentro do inverso do círculo unitário.

Os testes de causalidade de Granger para o modelo VAR 3 com uma defasagem apresentaram os seguintes resultados (Tabela 14 do Anexo B): há causalidade de Granger unidirecional entre as variáveis Δca^* e de , Δca^* e $\ln y^*$, $\ln y^*$ e de , $\ln y^*$ e cdi , cdi e de . A

seguinte ordenação foi definida para esse modelo: Δca^* , $\ln y^*$, cdi , de . Para o VAR 4, considerando que a série de dados analisada se inicia em 1995, os novos resultados do teste de causalidade de Granger (como mostra a Tabela 15 do Anexo B) apontam para causalidade bidirecional entre as variáveis de e D e causalidade unidirecional entre Δca^* e $\ln y^*$, D e Δca^* , Δca^* e cdi , cdi e $\ln y^*$, D e cdi . Foi definida a seguinte ordem de entrada das variáveis: Δca^* , $\ln y^*$, D , cdi , de .

Os resultados provenientes da função impulso-resposta para os modelos referentes à taxa de câmbio VAR 3 e VAR 4 são apresentados na Figura 19 a seguir.

De acordo com os resultados apresentados no VAR 3, a variável Δca^* possui pouco impacto sobre a taxa de variação cambial, sendo o primeiro e o segundo trimestres os que possuem maior efeito após o choque em afetar a taxa de câmbio e a partir do sétimo trimestre esse efeito é nulo. Em relação ao PIB, o primeiro trimestre após o choque tem impacto negativo e mais importante em afetar a taxa de variação cambial, mas o efeito também é pequeno. Somente no terceiro trimestre esse impacto passa a ser positivo, mas converge para zero no décimo trimestre. Já a taxa de juros CDI é a que possui maior impacto sobre a variação cambial, principalmente no primeiro trimestre após o choque. Além disso, o efeito desse choque demora dez trimestres até ter impacto nulo sobre a variação cambial. Assim, como também constatado na análise de regressão (como na regressão 1 do Quadro 8), uma variação positiva na taxa de juros faz desvalorizar a taxa de câmbio, reafirmando o efeito apontando por Blanchard (2004) e pela teoria Minskyana de que esse aumento na taxa de juros faz sair capital do país, devido à maior probabilidade de não pagamento das obrigações financeiras percebida pelos investidores estrangeiros.

(continua)

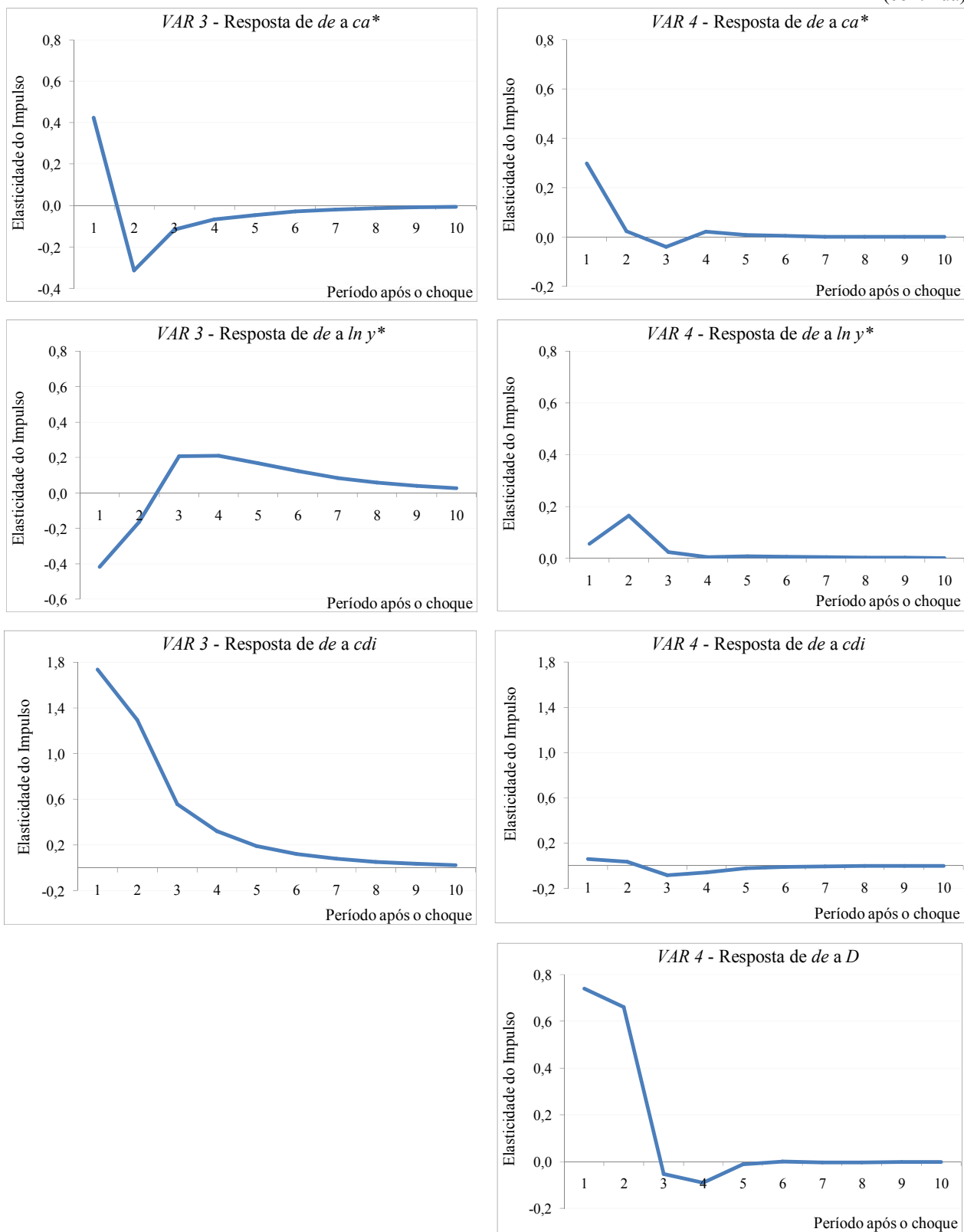


Figura 19 – Elasticidade do Impulso da variação cambial (de) a choques de um desvio-padrão

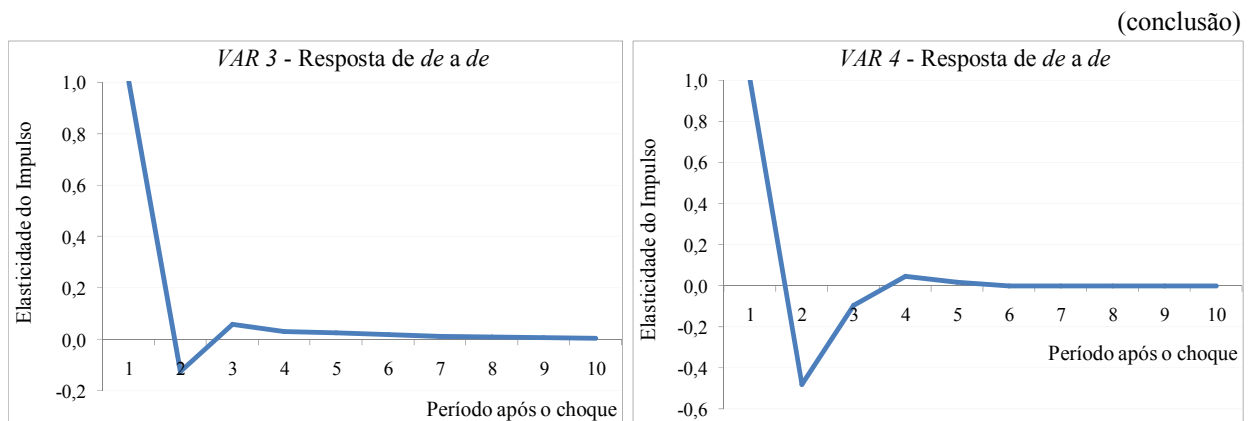


Figura 19 – Elasticidade do Impulso da variação cambial (*de*) a choques de um desvio-padrão

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Para o modelo definido pelo VAR 4, os resultados mostram que um choque sobre o saldo em Transações Correntes (Δca^*) provoca uma pequena desvalorização da taxa de câmbio no primeiro período, sendo esse impacto nulo já a partir do segundo trimestre após o choque. Um choque sobre o PIB ($\ln y^*$) provoca pequeno impacto positivo sobre a taxa de câmbio, desvalorizando essa variável do primeiro ao terceiro períodos após o choque, tendo impacto nulo a partir de então. O impulso sobre o risco de *default* (D) faz desvalorizar a taxa de câmbio no primeiro e segundo períodos, tendo maior efeito em afetar a variação cambial em relação às outras variáveis do modelo. Esse efeito é de curto prazo, pois já no terceiro período após o choque o impacto é bem menor e no sentido contrário ao anterior e se torna nulo a partir do quarto trimestre após o choque. O efeito de um choque sobre a variação cambial (*de*) sobre ela mesma provoca uma forte desvalorização no primeiro trimestre, cujos exageros ou *overshooting* da taxa de câmbio devem ser corrigidos no segundo período após o choque. O efeito desse tipo de choque é nulo a partir do quarto trimestre. Portanto, assim como constatado na regressão 4 do Quadro 8, a partir de 1995 a variável explicativa mais importante em afetar a taxa de câmbio é o *spread* do C-Bond, em detrimento da taxa de juros que foi relevante ao considerar o período de 1990 a 2006.

Para se verificar a participação de cada variável definida nos modelos descritos acima sobre a variação cambial, a Figura 20 mostra a decomposição da variância do erro de previsão para *de*.

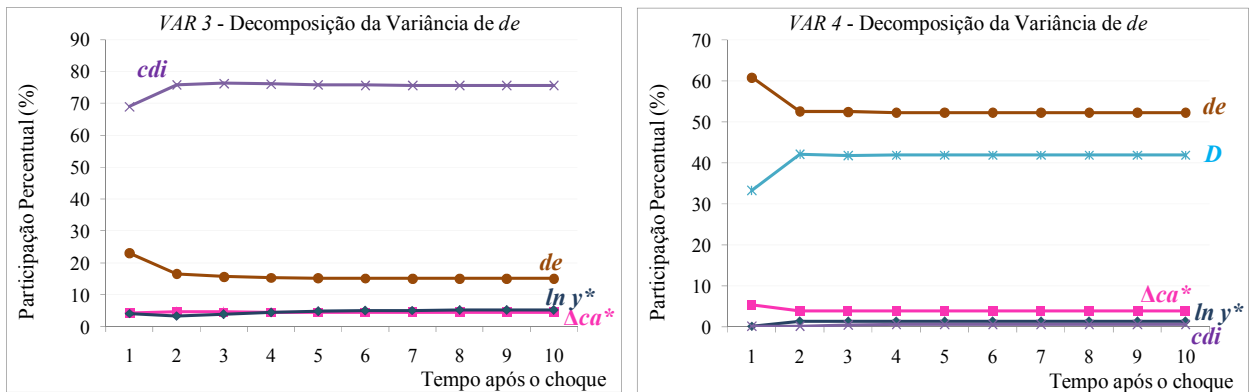


Figura 20 – Decomposição da variância da variável de para os modelos VAR 3 e VAR 4

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Segundo a decomposição da variância do erro de previsão (Figura 20) pode-se afirmar que no modelo sem risco de *default* (VAR 3) a taxa de juros CDI (cdi) possui maior poder explicativo sobre a variância do erro de previsão da taxa de câmbio, chegando a ser de 68% no primeiro período após o choque e aumenta essa participação para cerca de 76% nos próximos períodos. O PIB ($ln y^*$) explica 4% dessa variância no primeiro trimestre após o choque, aumentando essa participação para 5% a partir do quinto período. Já a variação do saldo em Transações Correntes (Δca^*) possui impacto de 4% no primeiro trimestre passando para, aproximadamente, 4,5% nos próximos trimestres após o choque. A taxa de variação cambial possui um poder auto-explicativo para a variância do erro de previsão de 23% no primeiro trimestre, 16,4% no segundo, 15,5% no terceiro e 15% nos próximos períodos após o choque. Esses resultados podem ser considerados análogos aos da regressão 1 do Quadro 8.

Para o modelo que inclui o risco de *default* (VAR 4) os resultados mostram que a taxa de variação cambial é explicada por ela mesma em 61% no trimestre período e por cerca de 50% nos próximos trimestres após o choque. Esse comportamento autorregressivo mais forte a partir de 1995 significa que o modelo apresentado para a taxa de câmbio perdeu poder explicativo após a implementação do Plano Real, pois o efeito autorregressivo aumentou significativamente, em detrimento das outras variáveis do modelo. Isso pode ser devido ao regime de flutuação cambial, que deixa para o mercado determinar a taxa de câmbio, podendo ter efeitos estritamente especulativos, e não baseados em fundamentos econômicos sólidos como no caso do regime de câmbio fixo ou com flutuação suja (este permite intervenções do Banco Central para alcançar a taxa de câmbio considerada como “meta”). Deve-se também se atentar ao fato da importância do

risco de *default* em explicar a variância do erro de previsão, sendo a variável “explicativa” mais importante nesse modelo segundo os resultados apresentados. O *spread* do C-Bond (D) é responsável por 33,5% da variância do erro de previsão no primeiro trimestre após o choque, aumentando essa participação para cerca de 42% nos trimestres posteriores. A variação do saldo em Transações Correntes (Δca^*) explica a variância do erro de previsão da variação cambial em 5,4% no primeiro período e reduz para cerca de 4% a partir do segundo trimestre após o choque. O PIB ($\ln y^*$) participa em apenas 0,2% dessa variância no primeiro trimestre, aumentando para próximo de 1,3% a partir de então. Já a taxa de juros CDI (cdi) reduziu significativamente sua participação em explicar a variância do erro de previsão da taxa de câmbio, sendo de apenas 0,2% no primeiro e segundo trimestres, aumentando para apenas 0,65% a partir do terceiro trimestre após o choque.

Um resultado fundamental nessa análise se refere ao fato de que a taxa de juros CDI perdeu o poder de afetar a taxa de câmbio ao inserir o risco de *default* em relação ao modelo anterior. Isso também foi constatado na análise de regressão apresentada na seção anterior (regressão 4 quando comparada à regressão 1 do Quadro 8). Esses resultados mostram que um aumento na taxa de juros reforça a desvalorização da taxa de câmbio devido ao risco percebido pelos investidores de não cumprimento das obrigações financeiras, provocando um processo de retroalimentação no qual quanto maior é a taxa de juros, maior é a percepção de risco e maior é a desvalorização da taxa de câmbio. Novamente os resultados reafirmam o efeito apontado por Blanchard (2004) e pela teoria pós-keynesiana de Minsky, também observado nos resultados da análise de regressão.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A motivação principal para o desenvolvimento da presente tese é o fato de que o Brasil tem praticado elevadas taxas de juros nominais (em relação à taxa de inflação observada), principalmente nas duas últimas décadas, prejudicando o crescimento econômico sustentado. O objetivo principal foi analisar os principais determinantes da taxa de juros nominal de curto prazo e a interação com a taxa de câmbio no Brasil após a intensificação da abertura econômica a partir da década de 1990, avaliando o papel de fatores domésticos e externos em influenciar essa taxa. Para tanto, foram apresentadas as políticas econômicas adotadas nesse país durante esse período e, considerando as importantes mudanças ocorridas, foram delineados modelos teóricos de determinação das taxas de juros e de câmbio coerentes para a economia brasileira.

Diante da revisão bibliográfica apresentada no decorrer desse trabalho pode-se dizer que as contribuições obtidas nesse estudo foram no sentido de mostrar os fatores mais relevantes em afetar a taxa de juros, sejam eles internos ou externos. Além disso, a utilização da taxa de juros de mercado (no caso a taxa de juros CDI), a aplicação e a modificação do modelo teórico sugerido apresentado para o Brasil e a inclusão de variáveis relevantes ao modelo, mas que não foram totalmente exploradas anteriormente, também enriquecem a literatura referente a esse tema. No mesmo sentido está a contribuição referente à inserção da taxa de câmbio como sendo relevante para a análise.

Os modelos utilizados para estimação empírica foram baseados nos desenvolvidos por Edwards e Khan, no caso da taxa de juros, e por Ahn para a taxa de câmbio. A presente tese incorporou o risco de *default* nesses modelos ao inserir o *spread* do C-Bond e via a Paridade de Juros a Descoberto (no caso do modelo de juros), bem como se partiu de uma equação de Fisher mais apropriada à realidade brasileira. Algumas dificuldades foram encontradas, tais como a correlação entre algumas variáveis que não permitiu que fossem analisadas individualmente (como o PIB real e os meios de pagamento) e, assim, dificultou a verificação da participação de cada uma isoladamente em afetar a taxa de juros. No entanto, os resultados apresentados são suficientes para avaliar os fatores internos e externos que afetam a taxa de juros, a importância da política monetária e as mudanças ocorridas quando se inseriu o risco de *default* nos modelos.

De acordo com as regressões apresentadas pode-se dizer que tanto fatores internos quanto externos afetam a taxa de juros doméstica. Isso significa que a Conta Capital e Financeira

do Balanço de Pagamentos é semi-aberta, pois o fluxo de capital externo afeta a taxa de juros indiretamente via taxa de câmbio e/ou percepção de risco-país. A taxa de variação cambial esperada, a taxa de juros internacional e o risco de *default* (que juntas compõem a variável Paridade de Juros a Descoberto – PJD) possuem importantes impactos sobre a taxa de juros, assim como a taxa de inflação. Deve-se ressaltar, assim, que os fatores domésticos não podem ser ignorados nessa análise.

Uma importante constatação feita a partir dos resultados apresentados é que houve mudança na importância de cada variável do modelo em afetar a taxa de juros doméstica para diferentes períodos. Quando analisado o período completo (de 1990 a 2006), constatou-se que a taxa de inflação é a mais importante em determinar a taxa de juros, seguida da variável externa composta da variação cambial esperada e da taxa de juros internacional. Quando se analisou apenas o período após a implementação do Plano Real (a partir de 1995), mesmo sem inserir o risco de *default*, a taxa de inflação se apresentou como não significativa em afetar a taxa de juros e o modelo em geral reduziu seu poder de explicação. Quando inserido o risco de *default* a partir da Paridade de Juros a Descoberto - PJD, esta se tornou a variável mais significativa do modelo, apesar de influenciar a taxa de juros em pequena magnitude. Pode-se, assim, dizer que a taxa de juros brasileira após a estabilização de preços passou a ter menor influência dos fundamentos domésticos, sendo mais volátil de acordo com a percepção de risco dos investidores.

A análise VAR para o modelo de determinação da taxa de juros brasileira apresentou semelhanças em relação aos resultados obtidos a partir da análise de regressão. Novamente, ao se considerar o período completo, a taxa de inflação apresentou maior importância em afetar a taxa de juros, seguida da variável externa (*ext**). Quando considerado o modelo com risco de *default* via PJD a partir de 1995, esta passa a ser a mais importante em afetar a taxa de juros no caso das variáveis consideradas “explicativas”, em detrimento das variáveis domésticas principalmente a taxa de inflação. Isoladamente, pode-se dizer que o *spread* do C-Bond apresentou maior importância em afetar a taxa de juros doméstica. O comportamento autorregressivo também se mostrou muito forte após a implementação do Plano Real, o que também ocorreu na análise de regressão.

Nas regressões referentes ao modelo de câmbio, de modo geral, considerando o período de 1990 a 2006, a taxa de juros foi mais significativa em afetar a taxa de variação cambial, tanto contemporaneamente quanto defasada. O saldo em Transações Correntes e o PIB

apresentaram sinais corretos e significativos, mas possuem pouco impacto em afetar a variável referente ao câmbio quando comparados com a taxa de juros. Quando inserido o risco de *default*, e fazendo a análise para o período de 1995 a 2006, esta passou a ser a variável mais importante do modelo. Isso confirma as considerações apontadas ao longo desse trabalho de que sob percepção de risco de *default* há saída de capital e desvalorização cambial e esse efeito é ainda mais reforçado se a taxa de juros doméstica for elevada.

É importante ressaltar que as estimativas a partir da análise de regressão foram robustas tanto para o modelo de taxa de juros quanto de câmbio e, assim, pode-se dizer que o modelo teórico apresentado e as modificações sugeridas e as variáveis escolhidas pela presente tese são adequados para analisar a economia brasileira. A análise VAR foi importante para comparar, complementar e enriquecer a análise dos resultados, já que se trata de uma análise dinâmica multivariada. Esses resultados se apresentaram, em grande parte, similares à análise de regressão. A lição deixada por esses resultados estimados no modelo de câmbio é que, sob percepção de risco de *default* dos investidores externos, a taxa de juros não é um bom balizador para combater a inflação, pois ao invés de reduzi-la tende a aumentá-la por provocar uma desvalorização na taxa de câmbio (devido à saída de capital externo da economia).

De modo geral, os resultados apresentados nesta tese permitem fazer algumas constatações relevantes para a política econômica brasileira, principalmente a política monetária. Em primeiro lugar, as múltiplas funções da taxa de juros doméstica após o Plano Real, além de terem objetivos contraditórios, como apontaram Bresser-Pereira e Nakano (2002), fazem com que o regime de metas de inflação adotado a partir de julho de 1999 e que utiliza a taxa de juros SELIC⁴⁹ como sinalizadora da taxa de juros ao mercado financeiro fique “engessado” na medida em que não é a inflação a principal determinante da taxa de juros doméstica, mas sim o risco de *default*. Ou seja, mesmo com inflação baixa, se não houver um consenso entre os investidores de que o Brasil cumprirá com suas obrigações financeiras ou uma piora na percepção de risco dos investidores (como, por exemplo, devido ao aumento em investimentos em projetos de maior risco), deve haver mudança na taxa de juros e impactos sobre a taxa de câmbio. É claro que, num segundo momento, isso terá efeitos sobre a taxa de inflação, mas esta não é mais a primeira fonte de variações sobre a taxa de juros, como mostrado nos resultados deste trabalho. Apesar dessa

⁴⁹ Apesar da taxa de juros utilizada nesse trabalho ter sido a CDI como sendo uma representação da taxa média da economia e, assim, as outras taxas do mercado devem apresentar comportamento semelhante. Além disso, existe elevada correlação entre as taxas CDI e SELIC, como mostrado na seção 3.2 deste trabalho.

importante constatação, o regime de metas de inflação é importante para direcionar as expectativas dos agentes econômicos e, de certa forma, não se pode negar que é um dos responsáveis pela continuidade da estabilidade de preços na economia brasileira. Adicionalmente, é interessante dizer também o que ocorreu nesta economia durante o ano de 2007 e, ainda, verificar se os resultados obtidos nesta tese, considerando o período de 1990 a 2006, são eficazes em explicar a realidade brasileira em 2007.

O Brasil viveu em 2007 um momento bem diferente do que já teve historicamente. Primeiramente, parece ter alcançado definitivamente a estabilidade de preços, ou seja, tem a taxa de inflação sob controle. Em segundo lugar, a dívida pública tem sido reestruturada desde 2006, no sentido de reduzir consideravelmente a exposição cambial. Essa diminuição na vulnerabilidade externa fez com que o risco percebido pelos investidores internacionais também se reduzisse e houve diminuição das taxas de juros domésticas, conforme previsto nos resultados obtidos nesta tese. Em terceiro lugar, a melhora nas transações do Brasil com o exterior no que diz respeito à mudança na pauta de exportações, ganhos de novos mercados e, ainda, melhora nos preços internacionais dos produtos exportáveis ligados às *commodities* agrícolas, principalmente, melhora também a situação do Brasil na economia mundial, tanto do lado real quanto do lado financeiro.

Um grande passo para a economia brasileira conquistar definitivamente a confiança internacional é conseguir o *rating* feito por agências internacionais de “*investment grade*” (grau de investimento) e sair de uma vez por todas do *rating* de “grau especulativo”, fato que parece estar próximo. A última crise dos mercados financeiros provocada pelos financiamentos habitacionais nos Estados Unidos, considerados “*sub-prime*” ou financiamentos de segunda linha (no segundo semestre de 2007) mostrou que os efeitos da volatilidade dos mercados financeiros internacionais sobre os mercados financeiros no Brasil foram menos “dolorosos” do que em relação às crises enfrentadas no passado (especialmente a partir de meados dos anos de 1990), confirmando que os fundamentos econômicos do Brasil são mais sólidos e possuem credibilidade internacional. Desse modo, a mudança para um país com “grau de investimento” faz com que aumente o investimento estrangeiro (tanto produtivo quanto financeiro) e impulse o crescimento econômico. Além disso, o mercado de capitais (como a bolsa de valores) tende a se desenvolver cada vez mais, caminhando para se tornar a principal fonte de financiamento do setor

real da economia. Isso tem efeito também sobre a taxa de juros doméstica, que tende a ser menor devido à maior confiança dos investidores, conforme com os resultados aqui apresentados.

No entanto, a afirmação de Belluzzo (2004, p. 17), na apresentação do livro de Stiglitz e Greenwald (2004), de que “o *investment grade* de hoje pode ser o *junk bond* de amanhã” é extremamente pertinente no estado atual da economia brasileira. Novamente, essa afirmação segue a linha de pensamento de Hyman Minsky, a qual diz que uma economia de “boom” (ou em ritmo forte de crescimento) e endividada, atrai a atenção dos investidores internacionais e aumenta o influxo de capitais. Existe aqui um processo de retroalimentação no qual “sucesso atrai sucesso”, e que projetos de investimentos inicialmente não tão atrativos por serem mais arriscados se tornem atrativos devido a esse ciclo de influxo de capitais. No entanto, na medida em que a exposição ao risco aumenta e a percepção dos investidores a esse risco se torna evidente, começa um processo inverso nesse ciclo, provocando saída líquida de capitais externos e essa economia tende a sofrer uma crise financeira. Esse pensamento é conhecido como a hipótese da fragilidade e instabilidade financeiras de Minsky, e é muito pertinente nas economias atuais, especialmente as emergentes. Vale ressaltar que a teoria Minskyana não é uma teoria aplicável apenas em episódios de pessimismo nos mercados financeiros, mas sim, em todo o processo cíclico de uma economia em ritmo de crescimento para uma economia que tende à recessão, crise e colapso financeiro.

Assim, esta é mais uma constatação de que a taxa de juros doméstica e a taxa de câmbio dependem em grande magnitude da percepção de risco dos investidores e que o caminho traçado pelo governo brasileiro no sentido de reduzir a dívida externa, aumentar o nível de reservas internacionais e as mudanças relacionadas às exportações permitiram um primeiro passo para que ocorra um impulso no crescimento econômico brasileiro. No entanto, vários outros fatores limitantes ao crescimento econômico devem ser levados em consideração, especialmente relacionados ao setor de infra-estrutura e ao sistema tributário.

Em relação à metodologia e os dados usados nesta tese, devem ser feitas algumas considerações que podem ser limitantes aos resultados obtidos. A primeira delas se refere ao pequeno número de observações utilizadas para as análises de regressão e VAR. No entanto, no período de 1990 a 2006 ocorreram muitas mudanças nas políticas econômicas, além de turbulências dos mercados financeiros nacional e internacional, o que dificulta uma análise com dados mensais, por exemplo. Porém, algumas sugestões podem ser feitas para trabalhos futuros. A primeira delas se refere à análise somente do período a partir de 1995. A segunda sugestão seria

tentar modelar de forma mais precisa os períodos de instabilidade nos mercados financeiros internacionais para entender como e em que medida eles afetam as taxas de juros e de câmbio no Brasil. Uma terceira sugestão seria usar uma metodologia VAR mais apropriada a pequenas amostras. Por fim, seria interessante também analisar como as variáveis monetárias e financeiras afetam o setor real da economia brasileira.

REFERÊNCIAS

- ABREU, M.P. de (Org.). **A ordem do progresso: cem anos de política econômica, 1889-1989**. Rio de Janeiro: Campus, 1990. 445 p.
- AHN, B.C. **Monetary policy and the determination of the interest rate and exchange rate in a small open economy with increasing capital mobility**. St. Louis: Federal Reserve of St. Louis, 1994. 27 p. (Working Paper Series, 24).
- ALMEIDA, C.L. de; PERES, M.A.; SOUZA, G.S. e; TABAK, B.M. **Optimal monetary rules: the case of Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, fev. 2003. (Texto para Discussão, 63).
- AMANN, E. A ilusão de estabilidade: a economia brasileira durante o governo Fernando Henrique Cardoso. In: BAER, W. **A economia brasileira**. 2. ed. São Paulo: Nobel, 2002. cap. 10, p. 220-240.
- ASSOCIAÇÃO NACIONAL DAS INSTITUIÇÕES DO MERCADO FINANCEIRO - ANDIMA. **SELIC**. Disponível em: <<http://www.andima.com.br>>. Acesso em: 5 fev. 2007.
- ARAÚJO, C.H.V.; GUILLÉN, O.T.C. **Componentes de curto e longo prazo das taxas de juros no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2002. 31 p. (Texto para Discussão, 55).
- ARESTIS, P.; GLICKMAN, M. Financial crisis in Southeast Asia: dispelling illusion the Minskyan way. **Cambridge Journal of Economics**, Cambridge, v. 26, n. 2, p. 237-260, Mar. 2002.
- ARESTIS, P.; SAWER, M. **The nature and the role of monetary policy when money is endogenous**. New York: The Levy Economics Institute of Board College, Mar. 2003. 21 p. (Working Paper, 374).
- ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2003. 322 p.
- BACHA, C.J.C. **Macroeconomia aplicada à análise da economia brasileira**. São Paulo: Edusp, 2004. 256 p.
- BACHA, E.L.; HOLLAND, M.; GONÇALVES, F.M. **Is Brazil different? Risk, dollarization, and interest in emerging markets**. [version: April 9, 2007]. Disponível em: <<http://iepecdg.com/DISK%201/Arquivos/TPD/TPD11IEPE.pdf>>. Acesso em: 20 jul. 2007.
- BAER, W. **A economia brasileira**. 2. ed. São Paulo: Nobel, 2002. 315 p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Relatório de Inflação**, Brasília, v. 5, n. 1, mar. 2003. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 10 dez. 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Séries temporais**. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>. Acesso em: 5 jul. 2007.

BARBOSA, F.H. A demanda de moeda no Brasil: uma resenha da evidência empírica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 1, p. 33-82, abr. 1978.

BARBOSA, F.H. Hiperinflação e a forma funcional da equação de demanda de moeda. **Revista de Análise Econômica**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 20, p. 5-16, 1993.

BAUMANN, R.; GONÇALVES, R.; DELORME PRADO, L.C.; CANUTO, O. **A nova economia internacional: uma perspectiva brasileira**. Rio de Janeiro: Campus, 1998. 392 p.

BIAGE, M.; CORREA, V.P.; NEDER, H.D. Risco-País, fluxos de capitais e determinação da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VAR (vetor autorregressivo). In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 11., 2006, Vitória. **Anais...** São Paulo: SEP, 2006. p. 1-40.

BLANCHARD, O. What do we know about macroeconomics that Fisher and Wicksell did not? **The Quarterly Journal of Economics**, Cambridge, v. 148, n. 5, p. 1375-1409, Nov. 2000.

BLANCHARD, O. **Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Mar. 2004. 35 p. (Working Paper, 10389). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w10389>>. Acesso em: 5 abr. 2006.

BLEJER, M. Money and the nominal interest rate in an inflationary economy: an empirical test. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 86, n. 3, p. 529-534, June 1978.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2000. 29 p. (Texto para Discussão, 1).

BRESSER-PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 22, n. 3, p. 146-180, jul. 2002.

BRESSER-PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. Macroeconomia no Brasil pós-94. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 21, n. 40, p. 7-38, set. 2003.

BRESSER-PEREIRA, L.C.; NAKANO, Y. Incompatibilidade distributiva e desenvolvimento auto-sustentado. In: BIELSCHOWSKY, R.; MUSSI, C. (Org.). **Políticas para a retomada do crescimento: reflexões de economistas brasileiros**. Brasília: IPEA/CEPAL, 2002. p. 185-207.

CANUTO, O.; HOLLAND, M. Ajustamento externo e regimes de taxa de câmbio na América Latina. **Economia Ensaios**, Uberlândia, v. 14, n. 2, p. 18-36, 2001.

CARDOSO, E.A. Uma equação para a demanda de moeda no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 3, p. 617-631, dez. 1981.

CARNEIRO, D.D.; WU, T.Y.H. **Câmbio, juros e o movimento de reservas: faz sentido o uso de um “quebra-molas”?** Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, jan. 2002. 17 p. (Texto para Discussão, 459).

CARNEIRO, F.G.; DIVINO, J.A.C.A.; ROCHA, C.H. Reconsiderando o efeito Fisher: uma análise de cointegração entre taxas de juros e inflação. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 1, n. 13, p. 81-100, jan./jun. 2003.

CÂMARA DE CUSTÓDIA E LIQUIDAÇÃO - CETIP. **Documentação técnica**. Disponível em: <<http://www.cetip.com.br>>. Acesso em: 5 fev. 2007.

CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. **New directions in econometric practice: general to specific modeling, cointegration and vector autoregression**. Brookfield: Edward Elgar Publishing Limited, 1997. 360 p.

COSTA, F.N. da. Pós-Keynesianismo e horizontalismo: preferência pela liquidez e circuito monetário. In: LIMA, G.T.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F. de (Org.). **Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 1999. p. 133-148.

CROSBY, M. **Real and nominal interest rate determination**. Melbourne: University of Melbourne, Department of Economics, 2000. Disponível em: <<http://www.economics.unimelb.edu.au/TLdevelopment/econochat/February2000.pdf>>. Acesso em: 5 fev. 2004.

DEZORDI, L.L. **A condução da política monetária brasileira no regime de metas de inflação: uma abordagem teórica**. 2004. 143 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2004.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Oxford, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

DYMSKI, G.A. “Economia de bolha” e a crise financeira no Leste da Ásia e na Califórnia: uma perspectiva especializada de Minsky. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 1, n. 11, p. 73-136, dez. 1998.

DUA, P.; PANDIT, B.L. **Interest rate determination in India: the role of domestic and external factors**. Delhi: Delhi School of Economics, Center for Developments Economics, June 2001. 30 p. (Working Paper, 92). Disponível em: <<http://ideas.repec.org/p/cde/cdewps/92.html>>. Acesso em: 30 jan. 2004.

EDWARDS, S.; KHAN, M.S. **Interest rate determination in developing countries: a conceptual framework**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Jan. 1985. 39 p. (Working Paper, 1531). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w1531>>. Acesso em: 20 fev. 2004.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: Wiley, 1995. 460 p.

EVIIEWS: user’s guide. Irvine: LCC, 2004. 990 p.

FACHADA, P. **Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/00**. Brasília: Banco Central do Brasil, ago. 2001. 35 p. (Texto para Discussão, 25).

FAIR, R. **Interest rate and exchange rate determination**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Dec. 1986. 35 p. (Working Paper, 2105). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w2105>>. Acesso em: 20 fev. 2004.

FAVERO, C.A.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Mar. 2004. 21 p. (Working Paper, 10390). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w10390>>. Acesso em: 20 fev. 2005.

FIGUEIREDO, L.F.; FACHADA, P.; GOLDENSTEIN, S. **Monetary policy in Brazil: remarks on the inflation targeting regime, public debt management and open market operations**. Brasília: Banco Central do Brasil, mar. 2002. 29 p. (Texto para Discussão, 37).

FILGUEIRAS, L. **História do Plano Real**. 2. ed. São Paulo: Boitempo, 2003. 294 p.

FISCHER, S. **Money, interest and prices**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Jan. 1985. 16 p. (Working Paper, 3595). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w3595>>. Acesso em: 22 fev. 2004.

FISCHER, S. **Growth, macroeconomics, and development**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, May 1991. 55 p. (Working Paper, 3702). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w3702>>. Acesso em: 25 fev. 2004.

FISCHER, S. **The role of macroeconomic factors on growth**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Dec. 1993. 36 p. (Working Paper, 4575). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w4575>>. Acesso em: 20 fev. 2004.

FISHER, I. **A teoria do juro: determinada pela impaciência por gastar renda e pela oportunidade de investí-la**. Tradução de W. N. V. Brant, R. Rodrigues e A. M. B. Iversson. São Paulo: Nova Cultural, 1988. 370 p.

FORTUNA, E. **Mercado financeiro: produtos e serviços**. 13. ed. (segunda reimpressão). Rio de Janeiro: Qualitymark, 1999. 519 p.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. **Inflation targeting in emerging market economies**. Brasília: Banco Central do Brasil, jun. 2003. 49 p. (Texto para Discussão, 76).

FRANKEL, J.A.; SCHMUKLER, S.L. SERVEN, L. **Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Mar. 2002. 46 p. (Working Paper, 8828). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w8828>>. Acesso em: 20 fev. 2004.

FRANSES, P.H.; HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business e Economic Statistics**, Alexandria, v. 12, n. 4, p. 471-478, Oct. 1994.

FRIEDMAN, B.M. **The role of interest rates in Federal Reserve policymaking**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, Dec. 2000. 42 p. (Working Paper, 8047). Disponível em: <<http://www.nber.org/paper/w8047>>. Acesso em: 21 fev. 2004.

GARCIA, M.G.P. The Fisher effect in a signal extraction framework. **Journal of Development Economics**, Amsterdam, v. 1, n. 41, p. 71-93, June 1993.

GARCIA, M.G.P.; DIDIER, T. **Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil**. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, 2001. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Papers/RiscoBrasilPPE0107192.PDF>>. Acesso em: 10 jul. 2005.

GIAMBIAGI, F. **Um cenário para a economia brasileira com permanência da austeridade fiscal e redução da vulnerabilidade externa**. Rio de Janeiro: BNDES, abr. 2003. 46 p. (Texto para Discussão, 98).

GIAMBIAGI, F. **Bases para uma estratégia gradualista de expansão**. Rio de Janeiro: BNDES, out. 2003. 37 p. (Texto para Discussão, 102). Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br>>. Acesso em: 28 fev. 2004.

GIBSON, W.E.; KAUFMAN, G.G. An empirical study of interest rate determination: a comment. **The Review of Economics and Statistics**, Chicago, v. 52, n. 3, p. 339-341, Aug. 1970.

GONÇALVES, C.E.S. Metas de inflação e mecanismos de transmissão de política monetária. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 5, n. 1, p. 158-176, jan./mar. 2001.

GREMAUD, A.P.; VASCONCELLOS, M.A.S.; TONETO JÚNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2002. 626 p.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

HAMBURGER, M.J.; SILBER, W.L. An empirical study of interest rate determination. **The Review of Economics and Statistics**, Chicago, v. 51, n. 3, p. 369-373, Aug. 1969.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994. 820 p.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. London: Prentice Hall, 1995. 192 p.

HILLBRECHT, R. **Economia monetária**. São Paulo: Atlas, 1999. 256 p.

HYLLEBERG, S.; ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J.; YOO, B.S. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 44, n. 1, p. 215-238, Jan./Feb. 1990.

INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS APLICADAS - IPEA. **Dados macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 5 jul. 2007.

JUDGE, G.G.; HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E.; LÜTKEPOHL, H.; LEE, T.C. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. 2. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 1988. 1054 p.

KEYNES, J.M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**: inflação e deflação. Tradução de M. R. Cruz. 2. ed. São Paulo: Nova Cultural, 1985. 242 p.

LEICHSENDRING, D.R. **Endogeneidade e mecanismos de transmissão entre a taxa de juros doméstica e o risco soberano**: uma revisita aos determinantes do risco-Brasil. 2004. 143 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2004.

LOUREIRO, A.S.; BARBOSA, F.H. **Dívida pública e prêmio de risco dos títulos públicos no Brasil**. Brasília: Banco Central do Brasil, nov. 2003. 28 p. (Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, 42).

LOUREIRO, A.S.; BARBOSA, F.H. **Risk premia for emerging markets bonds**: evidence from brazilian government debt, 1996-2002. Brasília: Banco Central do Brasil, maio 2004. 22 p. (Texto para Discussão, 85).

MACKINNON, J. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (Ed.). **Long-run economic relationships**: readings in cointegration. Oxford: Oxford University Press, 1991. p. 267-276.

MARGARIDO, M.A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 31, n. 4, p. 1-22, abr. 2001.

MCCOMBIE, J.; THIRLWALL, A.P. Economic growth and balance-of-payments constrained revisited. In: ARESTIS, P.; PALMA, G.; SAWYER, M. (Ed.). **Markets, unemployment, and economic policy**. London: Routledge, 1997. v. 2, p. 498-511.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, p. 1-34, jul./set. 2003.

MINELLA, A.; FREITAS, P.S. de; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K. **Inflation target in Brazil**: constructing credibility under exchange rate volatility. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2003. 38 p. (Texto para Discussão, 77).

MINSKY, H. The financial instability hypothesis: an interpretation of Keynes and an alternative to “standard” theory. **Nebraska Journal of Economics and Business**, Lincoln, v. 16, n. 1, p. 59-70, 1977.

MINSKY, H. **Can “it” happen again?** Essays on instability and finance. New York: M. E. Sharpe, 1982. 301 p.

MINSKY, H. **Financial crises**: systemic or idiosyncratic. New York: The Levy Economics Institute of Bard College, Apr. 1991. 29 p. (Working Paper, 51).

MINSKY, H. **The financial instability hypothesis**. New York: The Levy Economics Institute of Bard College, May 1992. 10 p. (Working Paper, 74).

MINSKY, H. **Finance and stability: the limits of capitalism**. New York: The Levy Economics Institute of Bard College, May 1993. 26 p. (Working Paper, 93).

MINSKY, H. Integração financeira e política monetária. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 1, n. 3, p. 21-36, dez. 1994.

MIRANDA, P.C. de; MUINHOS, M.K. **A taxa de juros de equilíbrio: uma abordagem múltipla**. Brasília: Banco Central do Brasil, fev. 2003. 29 p. (Texto para Discussão, 66).

MISHKIN, F.S. Inflation targeting in emerging-markets countries. **The American Economic Review**, Nashville, v. 90, n. 2, p. 105-109, May 2000.

MORAN, C.A.A.; WITTE, G. A conceitualização da inflação e uma análise dos planos econômicos brasileiros de 1970-1990. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 1, n. 1, p. 119-141, mar. 1993.

MUINHOS, M.K. **Inflation targeting in an open financially integrated emerging economy: the case of Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, ago. 2001. 26 p. (Texto para Discussão, 26).

OREIRO, J.L. O debate sobre os determinantes da taxa de juros. In: LIMA, G.T.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F. de (Org.). **Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 1999. p. 225-243.

PASTORE, A.C.; PINOTTI, M.C. Globalização, fluxos de capitais e regimes cambiais: reflexões sobre o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 5-26, jan./mar. 2000.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, Oxford, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov. 1989.

PERRON, P. Erratum: the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, Oxford, v. 61, n. 1, p. 248-249, Jan. 1993a.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. In: RAO, B.B. **Cointegration: expository essays for the applied economist**. New York: Macmillan Press, 1993b. p. 113-146.

PIMENTA JÚNIOR, T.; LIMA, F.G.; CAVALLARI, A.C.G. Análise de risco e retorno de benchmarkings de investimentos financeiros no mercado brasileiro no período 1986-2004. **FACEF - Pesquisa**, Franca, v. 8, n. 3, p. 1-8, set./dez. 2005.

PINHEIRO, A.C.; GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M.M. **Década de 90: uma transição bem-sucedida?** Rio de Janeiro: BNDES, nov. 2001. 36 p. (Texto para Discussão, 91).

PRADO, E.F.S. Demanda de moeda no Brasil: o problema da forma funcional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 781-794, dez. 1978.

RAO, P.; GRILICHES, Z. Small-sample properties of several two-stage regression methods in the context of auto-correlated errors. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 64, n. 325, p. 253-272, Mar. 1969.

REGO, J.M.; MARQUES, R.M. (Org.). **Economia brasileira**. São Paulo: Saraiva, 2000. 296 p.

RODRIGUES NETO, J.A.; ARAÚJO, F.; MOREIRA, M.B.J. **Optimal interest rate rules in inflation targeting frameworks**. Brasília: Banco Central do Brasil, jul. 2000. 30 p. (Texto para Discussão, 6).

ROMER, D. **Advanced macroeconomics**. 2. ed. New York: McGraw-Hill, 2001. 672 p.

ROSSI, J.W. A demanda por moeda no Brasil: o que ocorreu a partir de 1980? **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 37-54, abr. 1988.

SANTOS, A.T.L.; LIMA, G.T.; CARVALHO, V.R. A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 33., 2005, Natal. **Anais...** Disponível em: <<http://www.anpec.org.br>>. Acesso em: 20 dez. 2005.

SOUZA, F.E.P. de. A política de câmbio do Plano Real: especificidades da âncora brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 3, n. 5, p. 37-56, jan./jun. 1999.

STIGLITZ, J.; GREENWALD, B. **Rumo a um novo paradigma em economia monetária**. Tradução de L. Knapp e C.C. Bartalotti. São Paulo: Francis, 2004. 440 p.

STUDART, R. O sistema financeiro e o financiamento do crescimento: uma alternativa pós-keynesiana à visão convencional. In: LIMA, G.T.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F. de (Org.). **Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea**. Rio de Janeiro: Campus, 1999. p. 151-170.

THIRLWALL, A.P.; HUSSAIN, M.N. The Balance of Payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 34, n. 3, p. 498-510, Nov. 1982. (New Series).

TOURINHO, O.A.F. **Demanda por moeda no Brasil: 1974/95**. Rio de Janeiro: IPEA, maio 1996. 19 p. (Texto para Discussão, 419).

VALE, S.R.; ROCHA, F. Efeito Fisher, incerteza e aversão ao risco: uma análise empírica para Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 9, n. 2, p. 187-203, abr./jun. 2005.

WALSH, C.E. **Monetary theory and policy**. 2. ed. Cambridge: The MIT Press, 2003. 636 p.

WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à econometria**. Tradução de R. C. de Souza e J. A. Ferreira. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 684 p.

WU, T.Y. **Does inflation targeting reduce inflation?** An analysis for the OECD industrial countries. Brasília: Banco Central do Brasil, maio 2004. 27 p. (Texto para Discussão, 83).

APÊNDICE

APÊNDICE - MODELOS TEÓRICOS ORIGINAIS

Modelos Originais de Edwards e Kahn (1985) e Ahn (1994)

Modelo I - Economia sem mobilidade de capital

Edwards e Khan (1985) partem da equação (75) de Fisher para a taxa de juros nominal (i), ou seja, ela é determinada pela soma da taxa de juros real (r) com a expectativa de inflação (π^e), como mostra a equação (75) abaixo (subíndice t indica tempo):

$$i_t = r_t + \pi_t^e \quad (75)$$

Para a taxa real de juros pode-se especificar:

$$r_t = \rho - \lambda.EMS_t + v_{1t} \quad (76)$$

sendo ρ a taxa de juros real de equilíbrio de longo prazo (constante); EMS representa o excesso de oferta de moeda ponderado com parâmetro λ ($\lambda > 0$); v_{1t} é o termo de erro aleatório.

A solução para determinação da taxa nominal de juros em uma economia sem mobilidade de capitais poderia ser, substituindo (76) em (75):

$$i_t = \rho - \lambda.EMS_t + \pi_t^e + v_{1t} \quad (77)$$

No entanto, são necessárias algumas pressuposições para as variáveis não observáveis, como π^e e EMS .

No caso do excesso de oferta de moeda (EMS), sendo m o estoque atual e m^d o estoque desejado de saldos monetários reais, pode-se definir:

$$EMS_t = \log m_t - \log m_t^d \quad (78)$$

A demanda por moeda de equilíbrio pode ser definida como:

$$\log m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 (\rho + \pi_t^e) - \alpha_3 \pi_t^e \quad (79)$$

Sendo $\alpha_1 > 0$, $\alpha_2 > 0$ e $\alpha_3 > 0$.

Pode-se fechar o modelo ao pressupor que o estoque de saldos monetários reais é ajustado da seguinte forma:

$$\Delta \log m_t = \log m_t - \log m_{t-1} = \beta (\log m_t^d - \log m_{t-1}) \quad (80)$$

sendo Δ o operador de primeira diferença e β o coeficiente de ajustamento ($0 \leq \beta \leq 1$).

Rearranjando a equação (80) e isolando $\log m_t$ tem-se:

$$\log m_t = \beta \log m_t^d + (1 - \beta) \log m_{t-1} \quad (81)$$

Substituindo (81) em (78) tem-se:

$$\begin{aligned} EMS_t &= \beta \log m_t^d - \log m_{t-1}^d + (1 - \beta) \log m_{t-1} \\ EMS_t &= (1 - \beta) (\log m_{t-1} - \log m_t^d) \end{aligned} \quad (82)$$

Substituindo a equação (79) em (82):

$$\begin{aligned} EMS_t &= (1 - \beta) [\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t + \alpha_2 (\rho + \pi_t^e) + \alpha_3 \pi_t^e] \\ &\text{ou} \\ EMS_t &= (1 - \beta) [\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t + \alpha_2 \rho + (\alpha_2 + \alpha_3) \pi_t^e] \end{aligned} \quad (83)$$

Substituindo a equação (83) em (76) pode-se escrever:

$$r_t = \rho - \lambda (1 - \beta) \alpha_2 \rho - \lambda (1 - \beta) [\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t + (\alpha_2 + \alpha_3) \pi_t^e] + v_{1t} \quad (84)$$

Substituindo a equação (84) em (75) para encontrar a equação de determinação da taxa de juros nominal tem-se:

$$i_t = [1 - \lambda(1 - \beta)\alpha_2] \rho - \lambda(1 - \beta)(\alpha_2 + \alpha_3)\pi_t^e + \pi_t^e - \lambda(1 - \beta) [\log m_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 \log y_t] + v_{1t} \quad (85)$$

$$i_t = \underbrace{[1 - \lambda(1 - \beta)\alpha_2] \rho + \lambda(1 - \beta)\alpha_0}_{a_0} - \underbrace{\lambda(1 - \beta)}_{a_2} \log m_{t-1} + \underbrace{\lambda(1 - \beta)\alpha_1}_{a_3} \log y_t + \underbrace{[1 - \lambda(1 - \beta)(\alpha_2 + \alpha_3)]}_{a_5} \pi_t^e + v_{1t}$$

$$i_t = a_0 + a_2 \log m_{t-1} + a_3 \log y_t + a_5 \pi_t^e + v_{1t} \quad (86)$$

Sabe-se que $0 \leq \beta \leq 1$; $\alpha_1 > 0$; $\alpha_2 > 0$; $\alpha_3 > 0$; $\lambda > 0$. Portanto, $a_2 < 0$ e $a_3 > 0$. Os sinais de a_1 e a_4 não podem ser definidos *a priori*.

A equação (86) mostra o modelo original de determinação da taxa de juros nominal desenvolvido por Edwards e Kahn (1985) para uma economia sem mobilidade de capital.

No caso de uma economia sem mobilidade de capital e com regime de cambial flexível, a taxa de câmbio (definida como sendo a quantidade de moeda nacional trocada por uma unidade de moeda estrangeira de referência) é determinada apenas pelo saldo em transações correntes. Ou seja, as transações correntes determinam a dinâmica do mercado de divisas (oferta e demanda por moeda externa). Se houver *déficit* nessa conta do Balanço de Pagamentos, o que significa maior fluxo de saída de divisas, haverá uma pressão de demanda por moeda externa, o que tende a desvalorizar a taxa de câmbio. Como o regime de câmbio é flexível, a taxa de câmbio de um período é influenciada pelo seu valor passado. Isto justifica inserir a taxa de câmbio defasada no modelo. Assim sendo, a equação de determinação para a taxa de câmbio desenvolvida por Ahn (1994) para essa economia é:

$$e_t = b_1 + b_2 c a_t + b_3 e_{t-1} + v_{2t} \quad (87)$$

Sendo: e_t o logaritmo da taxa de câmbio; $c a_t$ é o saldo em transações correntes; e_{t-1} é o logaritmo da taxa de câmbio do período anterior; v_{2t} é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante. Sabe-se que $b_2 < 0$; $b_3 > 0$.

Modelo II – Economia com perfeita mobilidade de capital

Segundo Edwards e Khan (1985), em uma economia sem custo de transação e risco-neutro, haverá uma relação de arbitragem entre essas duas variáveis, como mostra a equação (88):

$$\dot{i}_t = i_t^* + \dot{e}_t \quad (88)$$

Sendo i é a taxa de juros doméstica, i^* é a taxa de juros internacional, e é a taxa esperada de variação da taxa de câmbio e o subíndice t indica o tempo.

Segundo Edwards e Khan (1985), a análise do comportamento da taxa de juros em economia aberta apresenta algumas extensões, tal como alguma variante de i_t que pode ser representada por i_{t-1} e ser colocada como variável explicativa, fato este que não viola a condição de arbitragem descrita na equação (88). Essa variável aparece devido às possíveis existências de fricções vindas de custos de transação e de defasagens nas informações, por exemplo. A equação de determinação da taxa de juros passa a ser:

$$\dot{i}_t = c_1 \left(i_t^* + \dot{e}_t \right) + c_2 i_{t-1} + v_{3t} \quad (89)$$

Sendo: i_t é a taxa de juros doméstica; i_t^* é a taxa de juros internacional; \dot{e}_t é a taxa esperada de depreciação da taxa de câmbio entre t e $t+1$; v_{3t} é o termo de erro aleatório com média zero e variância constante. Os parâmetros de ajustamento c_1 e c_2 mostram as participações dos fatores externos e de um processo de ajuste de juros defasado, respectivamente, que influenciam a taxa de juros doméstica. A taxa de juros defasada pode captar os custos de transação e a defasagem das informações que afetam essa variável. Sabe-se que $c_1 > 0$; $c_2 > 0$.

Segundo Ahn (1994), em uma economia com perfeita mobilidade de capitais, uma expansão na oferta nominal de moeda pressiona a taxa de juros para baixo, criando um fluxo de saída de capitais internacionais, fazendo com que a taxa de câmbio se deprecie para aumentar o saldo em transações correntes de tal forma que compense a saída líquida de capitais. Ao novo equilíbrio do Balanço de Pagamentos, a taxa de juros permanece inalterada, mas o PIB elevou-se

e a taxa de câmbio depreciou-se, ou seja, a taxa de câmbio é influenciada pelo produto. Desse modo, a taxa de câmbio pode ser determinada pela equação (90):

$$e_t = d_1 + d_2 \log m_t + d_3 \log y_t + d_4 e_{t-1} + v_{4t} \quad (90)$$

Sendo: e_t é a taxa de câmbio; m_t é oferta real de moeda; y_t é o PIB real; v_{4t} é o termo de erro aleatório e $d_2 < 0$, $d_4 > 0$; $d_3 > 0$.

Modelo III – Modelo geral

Segundo Edwards e Khan (1985), os modelos anteriores mostram os dois casos extremos referentes ao grau de abertura da economia para a mobilidade de capital. No entanto, pode ser que existam controles ou restrições sobre os fluxos de capitais. Mesmo assim, ao menos no curto prazo, tanto fatores internos quanto externos devem afetar o comportamento da taxa de juros. Um modo de lidar com isso é combinar esses dois modelos extremos, dando origem a um Modelo geral, denominado de Modelo III. A idéia é combinar as equações (86) e (89), bem como as equações (87) e (90). Tem-se:

$$i_t = A_1(a_0 + a_2 \log m_{t-1} + a_3 \log y_t + a_5 \pi^e + v_{1t}) + A_2 \left[c_1 (\dot{i}_t^* + \dot{e}_t) + c_2 i_{t-1} + v_{3t} \right]$$

$$i_t = \varphi_0 + \varphi_2 \log m_{t-1} + \varphi_3 \log y_t + \varphi_6 \pi^e + \varphi_7 i_{t-1} + \varphi_8 (\dot{i}_t^* + \dot{e}_t) + u_{1t} \quad (91)$$

$$e_t = A_1(b_1 + b_2 c a_t + b_3 e_{t-1} + v_{2t}) + A_2(d_1 + d_2 \log m_t + d_3 \log y_t + d_4 e_{t-1} + v_{4t})$$

$$e_t = \psi_1 + \psi_2 c a_t + \psi_3 \log m_t + \psi_4 \log y_t + \psi_5 e_{t-1} + u_{2t} \quad (92)$$

Sendo: $\varphi_1 = A_1 a_0$; $\varphi_2 = A_1 a_2$; $\varphi_3 = A_1 a_3$; $\varphi_4 = A_1 a_5$; $\varphi_7 = A_2 c_2$; $\varphi_8 = A_2 c_1$; $u_1 = A_1 v_{1t} + A_2 v_{3t}$; $\psi_1 = A_1 b_1 + A_2 d_1$; $\psi_2 = A_1 b_2$; $\psi_3 = A_2 d_2$; $\psi_4 = A_2 d_3$; $\psi_5 = A_1 b_3 + A_2 d_4$; $u_2 = A_1 v_{2t} + A_2 v_{4t}$. A_2 representa o grau de mobilidade de capital; A_1 representa a participação de fatores domésticos na determinação das taxas de juros e de câmbio. $A_1 + A_2 = 1$.

Sabe-se que: $\varphi_2 \leq 0$; $\varphi_3 \geq 0$; $\varphi_8 \geq 0$; $\varphi_7 > 0$; $\psi_2 \leq 0$; $\psi_3 \geq 0$; $\psi_4 \geq 0$; $\psi_5 > 0$.

Para as equações (91) e (92), se a economia for totalmente fechada ocorre que $A_2=0$ e $A_1=1$ (Modelo I). Se a economia apresentar perfeita mobilidade de capital, tem-se que $A_1=0$ e $A_2=1$ (Modelo II). Com mobilidade imperfeita de capitais, tem-se $0 < A_2 < 1$; mostrando que quanto maior a abertura econômico-financeira, mais o coeficiente de A_2 se aproximará de um e quanto mais fechada se apresentar a economia, mais esse coeficiente será próximo de zero.

ANEXOS

ANEXO A - Quadros-resumo

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Crosby (2000)	1969-1998 para Austrália	Diferenciar as metodologias de determinação da taxa de juros de curto e longo prazos.	Para a taxa de juros real utiliza a teoria dos fundos emprestáveis (visão neoclássica): a taxa de juros real é determinada pelo equilíbrio doméstico entre demanda por investimento (inversamente relacionado à taxa de juros) e poupança (positivamente relacionado com a taxa de juros). Isso é válido para uma economia fechada. Em uma economia aberta considera-se a poupança mundial e o investimento mundial. Já a taxa de juros nominal é igual à taxa de juros real somada à expectativa de inflação, como afirmou Fisher (1988): $i = r + \pi^*$. A teoria keynesiana recai sobre o problema da liquidez para explicar a determinação da taxa de juros nominal de curto prazo. Quanto maior for a liquidez (quantidade de moeda no mercado), menor será a taxa de juros.	A evidência empírica sugere que a taxa de juros nominal se ajusta vagarosamente a mudanças na taxa de inflação. Isso pode ser reparado ao substituir taxa de inflação esperada pela taxa de inflação atual na equação. Isso ocorreu para a Austrália. A teoria keynesiana, no entanto, tem sido aceita na maioria dos estudos empíricos. Porém, políticas de expansão monetária tendem a reduzir a taxa de juros no curto prazo, mas a eleva no longo prazo assim que a taxa de inflação começar a subir.
Araújo e Guillén (2002)	17/02/1999 a 13/02/2002 (periodicidade semanal)	Analisar o comportamento da taxa de juros e identificar seus componentes de curto e longo prazos.	Prêmio a Descoberto de Juros (PDJ): $r_{1,t} = [i_t - (s_t - s_{t-1})]$, onde $r_{1,t}$ é a taxa de retorno líquida do prêmio de risco cambial, associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda doméstica; r_t é a taxa de juros doméstica (SELIC); s_t é a taxa de câmbio à vista (Ptax). Prêmio do C-Bond ($r_{2,t}$) que representa a taxa média de retorno associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda externa; Prêmio Coberto de Juros (PCJ) é a taxa de retorno, livre de risco cambial, associada a títulos domésticos resgatáveis em moeda doméstica ($r_{3,t}$). Metodologia: co-movimentos em modelos dinâmicos, VAR com correção de erro, decomposição tendência-ciclo.	De acordo com os autores foi possível identificar que: a trajetória do Prêmio do C-Bond é dominada por movimentos do componente tendencial (longo prazo); a trajetória do PCJ é dominada por deslocamentos no componente cíclico (curto prazo); a trajetória do PDJ é influenciada pelos deslocamentos dos dois componentes. As taxas de retorno analisadas, segundo os autores, convergem para o equilíbrio de longo prazo (devido à presença de cointegração).

Quadro 13 - Grupo 1 – Determinação da taxa de juros nominal de curto e longo prazos

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Hamburger e Silber (1969)	1953-1960 e 1961-1965 para os Estados Unidos	Analisar os impactos das políticas fiscal, monetária e das variáveis reais na determinação da taxa de juros.	A forma reduzida da equação considerada no modelo é: $r_{TB} = r_{TB}(R_u, r_D, Y, GBT)$; sinais esperados: $(-, +, +, +)$, onde r_{TB} =taxa de juros Treasury Bill; R_u , =reservas compulsórias; r_D =taxa de desconto; Y =PNB; GBT =total de títulos do governo sob poder do público (efeito monetário da política fiscal). A oferta de moeda é influenciada por R_u , (positivamente) e r_D (negativamente). Dados trimestrais.	Quando GBT foi incluído no primeiro período, os coeficientes da regressão apresentaram insignificância e sinais errados. Devido à política fiscal adotada nesse período (built-in flexibility), a variável GBT deve ser desconsiderada do modelo. Movimentos na taxa de juros refletem maiores movimentos das variáveis monetárias do que do PNB no primeiro período. No segundo período, a variável PNB foi de maior magnitude e também significativa, mas as variáveis monetárias ainda apresentaram maior significância na determinação da taxa de juros.
Gibson e Kaufman (1970)	1953-1960 e 1961-1965 para os Estados Unidos	Replicaram o trabalho de Hamburger e Silber (HeS, 1969) para mostrar que o PNB é mais importante na determinação da taxa de juros.	A forma reduzida da equação considerada no modelo é: $r_{TB} = r_{TB}(R_u, r_D, Y, GBT)$; sinais esperados: $(-, +, +, +)$, onde r_{TB} =taxa de juros Treasury Bill; R_u , =reservas compulsórias; r_D =taxa de desconto; Y =PNB; GBT =total de títulos do governo sob poder do público (efeito monetário da política fiscal). A oferta de moeda é influenciada por R_u , (positivamente) e r_D (negativamente). Dados trimestrais. Criticam as conclusões obtidas por HeS por usarem as elasticidades para a análise. Utilizam o coeficiente Beta (que indica as mudanças na variável dependente, em termos de desvios da média, associada às mudanças em um desvio da média do regressor) e as correlações parciais.	Os coeficientes Beta do Y são maiores em valor absoluto do que do R_u . Ao considerar variação do Y, somente no período de 1953-1960 esse coeficiente foi inferior ao do R_u . Isso porque, ao incluir ΔY , reduz o efeito do Y. Portanto, apesar de uma mudança em R_u ter um impacto maior sobre a taxa de juros do que uma igual mudança em Y, a probabilidade de ocorrer uma igual variação percentual é menor para R_u . Em termos de igual probabilidade de mudança, a renda possui um impacto maior sobre a taxa de juros do que as reservas. Os coeficientes de correlação parcial apresentam pouca evidência para sustentar a conclusão de HeS.

Quadro 14 - Grupo 2 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Nominal

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Blejer (1978)	2º trimestre de 1963 a 1º trimestre de 1976 para a Argentina	Mostrar a relação entre oferta de moeda e taxa de juros nominal em uma economia com inflação elevada.	Mudanças na oferta de moeda afetam a taxa de juros nominal em duas direções opostas: o estoque de moeda é elevado a uma taxa maior que a taxa de crescimento da demanda de moeda, o que cria um excesso de demanda por ativos financeiros, aumentando seus preços e reduzindo a taxa de juros até eliminar o excesso de liquidez. Já o efeito crédito é contrário: os fundos emprestáveis tendem a aumentar relativamente à demanda, reduzindo a taxa de juros independentemente do desequilíbrio no mercado de moeda. Mas essa política monetária provoca a aceleração da inflação, o que induz a um aumento na taxa de juros nominal para manter o valor real inalterado (efeito Fisher), mas com alguma defasagem – esse efeito deve dominar o anterior. A equação da taxa de juros estimada é: $Dr_t = \sum_{i=0} \beta_{t-i} [(DM/M - Dm^d/m^d)_{t-i} - (DM/M - Dm^d/m^d)_{t-i-1}]$ onde D é o operador de primeira diferença; r é a taxa de juros de mercado; M é a oferta de moeda; m ^d é a demanda por saldos reais (função do produto y e da taxa esperada de inflação p ^e .	Para o caso da Argentina, a relação entre moeda e taxa nominal de juros em um contexto inflacionário indica que as expectativas de inflação ou efeito Fisher possuem um efeito dominante quando se tem variação monetária. Um aumento na oferta de moeda, seguido de uma redução inicial da taxa de juros nominal, parece ser uma consequência da sensibilidade dos agentes econômicos à inflação elevada. Um rápido aumento na taxa de juros seguida da expansão monetária parece indicar que, em países com elevada inflação, os agentes tendem a investir mais recursos para prever a inflação, transformando expansão monetária em expectativas de preços.

Quadro 14 - Grupo 2 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Nominal

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Edwards e Khan (1985)	1968-1982 (Colômbia) e 1976-1983 (Cingapura)	Apresentar e analisar como as taxas de juros são determinadas (teoricamente) diante da liberalização do mercado financeiro nos países em desenvolvimento	Apresentam 3 modelos: 1) economia fechada (aproximação de Fisher). Equação (1): i =taxa de juros nominal; p^* =taxa de inflação esperada (expectativas adaptativas com distribuição geométrica com defasagem - processo auto-regressivo); r =constante e representa o equilíbrio de longo prazo da taxa de juros real; EMS =excesso de oferta de moeda; l =parâmetro ($l > 0$); w =erro; m =estoque atual de moeda; m^* =estoque desejado de moeda. 2) economia aberta (sem custos de transação e agentes neutros a risco). i^* =taxa de juros internacional; \dot{e} =taxa esperada de variação da taxa de câmbio. 3) média ponderada ou combinação linear dos modelos anteriores; pesos: Ψ e $(1-\Psi)$ = índice que mede o grau de abertura financeira da economia. Utilizou o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários. $(1) i_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log y_t + \gamma_2 \log m_{t-1} + \gamma_3 \pi_t^* + w_t$ $\gamma_0 = \rho + \lambda(1-\beta)(\alpha_0 - \alpha_2 \rho)$ $\gamma_1 = \lambda(1-\beta)\alpha_1$ $\gamma_2 = -\lambda(1-\beta)$ $\gamma_3 = [1 - \lambda(1-\beta)(\alpha_2 + \alpha_3)]$ $(2) \dot{i}_t = \theta(\dot{i}_t^* + \dot{e}_t) + (1-\theta)i_{t-1}$ $(3) i_t = \delta_0 + \delta_1(\dot{i}_t^* + \dot{e}_t) + \delta_2 \log y_t + \delta_3 \log m_{t-1} + \delta_4 \pi_t^* + \delta_5 i_{t-1} + \varepsilon_t$ $\delta_0 = (1-\psi)[\rho + \lambda(1-\beta)(\alpha_0 - \alpha_2 \rho)]$ $\delta_1 = \psi\theta$ $\delta_2 = (1-\psi)\lambda(1-\beta)\alpha_1$ $\delta_3 = -(1-\psi)\lambda(1-\beta)$ $\delta_4 = (1-\psi)[1 - \lambda(1-\beta)(\alpha_2 + \alpha_3)]$ $\delta_5 = \psi(1-\theta)$	Utilizou testes empíricos para Colômbia e Cingapura. Considerou a Colômbia como um país parcialmente aberto, o que se espera obter os parâmetros Ψ positivo e θ menor que 1. A economia de Cingapura foi considerada como quase totalmente aberta, com os parâmetros Ψ e θ próximos de 1. A taxa esperada de inflação foi calculada pelo processo auto-regressivo com defasagem de ordem 7. Considerou a elasticidade-renda da moeda unitária. Para Colômbia os resultados foram bastante satisfatórios, tanto os sinais corretos quanto a significância. Os coeficientes de (i^*+e^*) e de $\log m_{t-1}$ indicam que a Colômbia é sensível a variações tanto externas quanto internas; o coeficiente da taxa de juros interna defasada indica que θ é significativamente diferente de 1; excluindo essa última variável não houve bom ajuste. A partir dos parâmetros calculou-se $\Psi=0,84$ (o que significa que um aumento em 10 pontos percentuais na taxa de juros internacional aumentará em 8 pontos percentuais a taxa de juros doméstica) e $\theta=0,422$ (significando que a defasagem média de ajustamento da taxa de juros nominal em relação a taxa de juros externas e taxa de câmbio é de 3 a 4 trimestres). Para a Cingapura os fatores externos têm um papel dominante na determinação da taxa de juros doméstica (δ_1 e Ψ próximo de 1). O mercado monetário doméstico não influencia diretamente na taxa de juros. Devem-se observar as limitações do modelo usado: análise dos determinantes da taxa de juros real; análise do comportamento da taxa de juros durante o processo de liberalização do balanço de pagamentos; o papel da substituição monetária; expectativa de desvalorização cambial.

Quadro 14 - Grupo 2 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Nominal

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Dua e Pandit (2001)	abril/1993 a maio/2000 (dados mensais)	Estimar uma equação dos determinantes da taxa de juros real para Índia e destacar o papel dos fatores domésticos e externos.	Usou o modelo de equilíbrio nos mercados de bens e monetário e o efeito Fisher. Sendo: r =taxa de juros real; g =gastos reais do governo; π^e =taxa esperada de inflação; i^* =taxa de juros internacional; m =oferta real de moeda; FP =diferença entre taxa de câmbio futuro e atual. Realiza os testes de causalidade de Granger, de cointegração (Johansen), raiz unitária (ADF), ARIMA e VAR (para previsão da inflação). Equação final a ser estimada: $r = \alpha_0 + \alpha_1 g + \alpha_2 \pi^e + \alpha_3 i^* + \alpha_4 m + \alpha_5 FP$	Os resultados mostram que tanto os fatores domésticos quanto os externos influenciaram movimentos na taxa de juros real no período. A oferta real de moeda, os gastos reais do governo, a taxa de juros internacional, o prêmio da taxa de câmbio e a taxa de inflação doméstica apresentaram a causalidade de Granger sobre a taxa real de juros doméstica. Estes resultados foram robustos em todas as metodologias alternativas da taxa nominal de juros e da taxa esperada de inflação. Mas deve-se ser cauteloso com os resultados pelo fato do curto período de tempo (7 anos).
Garcia e Didier (2001)	A partir de maio/1991	Analisar os determinantes da taxa de juros real brasileira após a abertura econômico-financeira e verificar a evolução do risco cambial e do risco-país.	A taxa de juros pode ser decomposta como a soma dos seguintes componentes: taxa de juros internacional (i^*); depreciação cambial esperada $E(s_T - s_t)$; risco cambial (rc) e risco-país (rp). $i = i^* + E_t(s_T - s_t) + rc + rp$ Dados usados: i = swap DlxPré; i^* = 1-year Treasury Constant Maturity Rate (FED); taxa esperada de desvalorização cambial = swap DlxPré e swap DlxDólar.	Concluíram que os riscos (cambial e Brasil) são muito importantes em determinar a taxa de juros doméstica; e que estes riscos são altamente correlacionados (igual a 0,5 para o período de câmbio controlado do Plano Real), o que pode significar que, ao analisar seus determinantes e adotar políticas para afetá-los, a taxa de juros tende a reduzir significativamente. A correlação entre o risco Brasil com o <i>forward premium</i> (soma do risco cambial com a depreciação esperada) aumentou após ser adotado o regime de câmbio flexível. Nesse caso, os determinantes do risco-Brasil tendem a afetar o câmbio e os juros reais.

Quadro 15 - Grupo 3 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Real

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Miranda e Muinhos (2003)	1980-2002	Estimar a taxa de juros de equilíbrio utilizando métodos diferentes.	Inferência da taxa de juros é feita através da curva IS. A determinação da taxa de equilíbrio (hiato do produto é zero) é feita após mudança do regime cambial e da adoção de metas para inflação. Os juros reais de equilíbrio são baseados nos modelos de crescimento de longo prazo (Ramsey); para o produto potencial usou o filtro Hodrick-Prescott. Sendo h=hiato do produto; i=taxa SELIC; p=taxa de inflação; θ =taxa média câmbio real; TOT=termos de troca obtidos pela Funcex; D1;D2;D3 são dummies sazonais. Curva IS estimada (h) e taxa de juros equilíbrio (r^*): $h_t = \gamma_1 h_{t-1} + \gamma_2 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \gamma_3 (\theta_{t-1}) + \gamma_4 (TOT_{t-1}) + \gamma_5 D1_t + \gamma_6 D2_t + \gamma_7 D3_t + \eta_t$ $r^* = - \frac{\gamma_0 + D + \gamma_5 \theta_t + \gamma_6 TOT_t}{\gamma_3 + \gamma_4}$ <i>Ramsey</i> : $Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}$	A primeira equação de r^* apresentou taxa de juros reais de equilíbrio entre 4 e 7% ao ano. Os parâmetros estimados para o período de 1980 a 2000 não capturam adequadamente as mudanças sofridas pela economia brasileira nesse intervalo, em especial a abertura econômica e a estabilização. Ao separar o período do 1º trimestre de 1999 ao 2º trimestre de 2002 os resultados foram parecidos com os anteriores, sendo que a taxa de juros de equilíbrio ficou entre 4,5 e 5% ao ano; $R^2=0,64$. Na amostra entre diversos países desenvolvidos e emergentes, a Argentina e o Brasil apresentaram as maiores taxas de juros médias e os valores mais razoáveis para esses países seriam taxas de 8 a 12% e 11 a 14%, respectivamente, e 4 a 5% para o México. Usando o modelo de Ramsey, a taxa de juros de longo prazo varia de 6,7 a 15,3%. Para os países emergentes, as taxas de juros foram estimadas por SUR e usando prêmio de risco, variação do câmbio e inflação defasada. A taxa média de juros foi de 8% para todos os países. Para o Brasil a constante foi de 16%. Para América Latina, os juros foram de 4 e 8% para curto e longo prazos e o Brasil apresentou taxa de 9% no curto prazo e 19% no longo prazo.

Quadro 15 - Grupo 3 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Real

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Bacha, Holland e Gonçalves (2007)	1996-2004 (dados anuais)	Analisar os fatores que afetam a taxa de juros real em vários países sob a escopo da literatura sobre dolarização financeira	Utiliza metodologia de painel para 66 países e realiza estimações em dois passos. O primeiro analisa variáveis de política para gerar um instrumento de razão de dolarização, que entra na equação da taxa de juros real (r) que possui os regressores de risco sistêmico (segundo passo). Para isso utilizam 3 tipos de variáveis: riscos “price-dilution” - variância mínima de portfolio (MVP) variação da inflação ($\Delta\pi$), aceleração da inflação; risco de <i>default</i> soberano - razão dívida pública/PIB (B), grau de investimento ($IGRADE$), renda <i>per capita</i> (y); variáveis de ambiente político - grau de restrição legal a depósitos de dólar, índice de liberalização da conta de capital, complemento do índice “rule-of-law” do Banco Mundial. As seguintes equações foram estimadas (primeiro e segundo passo, respectivamente): $dollar_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_2 JU_{it} + \beta_3 CAPLIB_{it} + \eta_{it}$ $r_{it} = \gamma_i + \omega_i + \beta_1 r_{it-1} + \beta_2 D^*_{it} + \beta_3 MVP_{it} + \beta_4 \Delta\pi_{it} + \beta_5 B_{it} + \beta_6 IGRADE_{it} + \beta_7 y_{it} + \varepsilon_{it}$ Sendo γ_i e ω_i efeitos específicos de tempo e de país, respectivamente; D^* é o instrumento de dolarização (primeiro passo); ε é o termo de erro.	Os resultados mostram que a dolarização financeira é importante em afetar a taxa de juros real; taxa de juros real é fortemente autorregressiva; efeito negativo de riscos <i>price-dilution</i> medidos pela volatilidade da inflação e aceleração da inflação. Dívida pública tem impacto positivo, mas efeito fraco. Grau de investimento e renda <i>per capita</i> têm grandes efeitos sobre a taxa de juros real. Os autores não puderam determinar efeitos diretos ou indiretos substancial de regra de lei, controles de capital ou restrições à dolarização. No caso do Brasil, entre 1996-98 quando as bandas cambiais prevaleceram e a política monetária foi direcionada pelas condições adversas do Balanço de Pagamentos, a taxa de juros real permaneceu três vezes maior do que estimativas baseadas em painel. Entre 2000-06 durante um sistema de metas de inflação e flutuação cambial, a taxa de juros real atual foi maior que a prevista, ou seja, o modelo não conseguiu responder à razão das altas taxas de juros reais brasileiras.

Quadro 15 - Grupo 3 - Modelos de Determinação da Taxa de Juros Real

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Ahn (1994)	Coréia: 2trim/1980 a 4trim/1993. Cingapura: 2trim/1979 a 4trim/1993.	Desenvolver um modelo geral de determinação de taxa de juros e de câmbio relevante para uma pequena economia com qualquer grau de mobilidade de capital; testar o modelo e explicar as implicações para taxa de juros e de câmbio e aplicar para Coréia e Cingapura.	Há 3 modelos de curto prazo: 1) sem mobilidade de capital, 2) perfeita mobilidade de capital (Mundell-Fleming) e 3) Modelo geral - combinação linear dos dois primeiros. Em 1) I = taxa de juros; M =log da oferta real de moeda; Y =log do PIB real; E =log taxa de câmbio; CA =saldo em transações correntes. Em 2) I^* =taxa de juros internacional; \dot{E} =taxa esperada de depreciação do câmbio entre t e $t+1$. Em 3) A_2 representa o grau de mobilidade de capital; $A_1+A_2=1$; se economia fechada: $A_2=0$ e $A_1=1$ (Modelo 1); economia com perfeita mobilidade de capital: $A_1=0$ e $A_2=1$. (Modelo 2); $\alpha_1=A_1a_1$; $\alpha_2=A_1a_2$; $\alpha_3=A_1a_3$; $\alpha_4=A_1a_4+A_2c_2$; $u_1=A_1v_1+A_2v_2$; $\beta_1=A_1b_1$; $\beta_2=A_1b_2$; $\beta_3=A_2d_2$; $\beta_4=A_2d_3$; $\beta_5=A_1b_3+A_2d_4$. Todas as estimativas foram por MQO. Autocorrelação (primeira ordem) corrigida por Cochrane-Orcutt. Modelo 1: $I_t = a_1 + a_2M_t + a_3Y_t + a_4I_{t-1} + v_{1t}$ $E_t = b_1 + b_2CA_t + b_3E_{t-1} + v_{2t}$ Modelo 2: $I_t = c_1(I_t + \dot{E}_t) + c_2I_{t-1} + v_{3t}$ $E_t = d_1 + d_2M_t + d_3Y_t + d_4E_{t-1} + v_{4t}$ Modelo 3 – Modelo Geral: $I_t = \alpha_1 + \alpha_2M_t + \alpha_3Y_t + \alpha_4I_{t-1} + \alpha_5(I_t + \dot{E}_t) + u_{1t}$ $E_t = \beta_1 + \beta_2CA_t + \beta_3M_t + \beta_4Y_t + \beta_5E_{t-1} + u_{2t}$	O Modelo geral (3) foi aplicado para as economias da Coréia e Cingapura. Para a Coréia os resultados mostram que a taxa de juros é determinada pelo estoque de moeda doméstico e pela taxa de juros defasada, mas não é afetada pela taxa de juros externa nem pela taxa esperada de câmbio. A taxa de câmbio é determinada pelo saldo em transações correntes e pela taxa de câmbio defasada, mas não é afetada pelo mercado de moeda doméstico. Isso equivale dizer que o modelo sem mobilidade de capital se aplica à Coréia. Esses resultados implicam que a taxa de juros é o principal canal de política monetária que produz efeito no Produto real. As estimativas para Cingapura demonstram que mudanças na oferta de moeda afetam a determinação tanto da taxa de juros quanto da taxa de câmbio, sendo consistente ao modelo com imperfeita mobilidade de capital (3). A_2 situa-se entre 0 e 1, implicando que mesmo não havendo restrições à mobilidade de capital, custos de transação e incertezas afetam este coeficiente. Isso leva a concluir que, em uma pequena economia com mobilidade imperfeita de capital, a taxa de juros e a taxa de câmbio agem como importantes canais de política que afetam o Produto.

Quadro 16 - Grupo 4 - Modelos de Determinação das Taxas de Juros e de Câmbio

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões																
Fair (1986)		Estimar equações que determinam as taxas de juros e taxa de câmbio para 17 países.	<p>Analizou 2 modelos: Modelo econométrico multi-países - 2 países e 3 setores: financeiro (b), governo (g), privado não-financeiro (p) e de determinação da taxa de câmbio e de juros. O primeiro é um conjunto de várias equações estimadas para várias variáveis, que influenciam entre si e resulta nas equações de juros e câmbio. Realiza experimentos para ver como mudanças em uma variável, e fixando outra(s), impacta as outras variáveis do modelo. No segundo modelo usou as funções abaixo, sendo R=taxa de juros de curto prazo; P=taxa de inflação; D=pressão de demanda; A=posição da carteira líquida do país em relação ao resto do mundo; M é a taxa de crescimento da oferta de moeda <i>per capita</i>; R_{US} e P_{US} são a taxa de juros de curto prazo e o nível de preços dos EUA; R_{GE} e e_{GE} são as taxas de juros de curto prazo e de câmbio da Alemanha. Usou o Método dos Mínimos Quadrados em dois estágios (2SLS) sob correlação serial do erro.</p> $R = f(P_{-1}^{**}, D, A_{-1}^+, A_{-2}^+, M_{-1}^{**}, R_{US}^+, R_{GE}^+, R_{-1}^+)$ $e = f(P/P_{US}, (1+R)/(1+R_{US}), e_{GE}, e_{-1})^{(+, -, +, +)}$	<p>No modelo multi-países, cada país se especializa em um produto (X, x) com preços (P, p); cada um tem seu próprio dinheiro (M, m), título de 1 período (B, b) e taxa de juros (R, r); e é o preço (câmbio) do país 2 em relação ao país 1 (um aumento em e é a depreciação da moeda do país 1); reservas internacionais do governo (Q, q), denotado pela moeda do país 1; o governo de um país não possui títulos nem compra bens do outro país. PIB é denotado por (Y, y). Há 17 equações por país e uma equação redundante. Simulações apresentaram o resultado da tabela abaixo. No segundo modelo houve problema de colinearidade para taxa de juros, mas os resultados foram satisfatórios. A equação da taxa de câmbio não apresentou bom ajustamento. Apesar disso, o autor considerou que, devido ao curto período de tempo da amostra, os resultados não foram tão ruins e criticou a visão de Meese e Rogoff de que essas equações não possuem bom ajustamento.</p> <table border="1"><thead><tr><th>Experimento</th><th>Efeito sobre Taxa de Juros</th><th>Efeito sobre Taxa de Câmbio</th></tr></thead><tbody><tr><td>1) Redução da taxa de juros</td><td rowspan="3">Redução</td><td>Depreciação</td></tr><tr><td>2) Aumento da Oferta de moeda</td><td>Depreciação</td></tr><tr><td>3) Choque positivo de preços; taxa de juros inalterada</td><td>Depreciação</td></tr><tr><td>4) Choque positivo de preços; oferta de moeda inalterada</td><td>Aumento</td><td>Depreciação</td></tr><tr><td>5) Choque positivo de importações; oferta de moeda inalterada</td><td>Aumento</td><td>Depreciação</td></tr></tbody></table>	Experimento	Efeito sobre Taxa de Juros	Efeito sobre Taxa de Câmbio	1) Redução da taxa de juros	Redução	Depreciação	2) Aumento da Oferta de moeda	Depreciação	3) Choque positivo de preços; taxa de juros inalterada	Depreciação	4) Choque positivo de preços; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação	5) Choque positivo de importações; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação
Experimento	Efeito sobre Taxa de Juros	Efeito sobre Taxa de Câmbio																		
1) Redução da taxa de juros	Redução	Depreciação																		
2) Aumento da Oferta de moeda		Depreciação																		
3) Choque positivo de preços; taxa de juros inalterada		Depreciação																		
4) Choque positivo de preços; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação																		
5) Choque positivo de importações; oferta de moeda inalterada	Aumento	Depreciação																		

Quadro 16 - Grupo 4 - Modelos de Determinação das Taxas de Juros e de Câmbio

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Frankel et al. (2002)	1975-1996 (dados trimestrais para 46 países – 18 desenvolvidos e 28 em desenvolvimento)	Analisa-se a escolha de um regime de taxa de câmbio afeta a sensibilidade da taxa de juros local em relação à taxa de juros internacional.	Fatores que determinam a influência de variáveis internacionais nas domésticas: grau de integração financeira; grau de integração internacional – se os ciclos econômicos são altamente sincronizados entre países, taxas de juros doméstica e internacional tenderão a se moverem conjuntamente, dados os outros fatores; a natureza dos choques também contribui para determinar os movimentos das variáveis. Mesmo sob total independência monetária a taxa de juros se diferenciara entre países somente se as autoridades perseguirem diferentes objetivos nas políticas monetárias. Dados em painel: $r_{i,t}^{lc} = f_i + \beta r_t^* + \gamma X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$, sendo $i = 1, \dots, N$ e $t = 1, \dots, T$ são, respectivamente, países e período de tempo; $r_{i,t}^{lc}$ = taxa de juros nominal em moeda local do país i no tempo t ; f_i = efeito específico no país i (como prêmio de risco); r^* = taxa de juros internacional; $\gamma X_{i,t}$ = conjunto de variáveis controladas. Assume-se que o erro tem média zero e independentemente distribuído entre países, mas possivelmente heteroscedástico e serialmente correlacionado. Variáveis controladas: diferença da taxa de inflação doméstica e externa (como <i>proxy</i> do prêmio de risco da moeda); <i>dummies</i> para períodos turbulentos (crises cambiais, hiperinflação, mudança de regime de taxa de câmbio), onde a sensibilidade da taxa de juros local em relação à internacional pode diferir do valor normal. Espera-se ter β fixo > β intermediário > β flutuante. A equação pode captar efeitos dinâmicos ao se inserir variáveis defasadas, como um modelo de defasagem distribuída autorregressiva (ARDL) de ordem (P+1, Q+1)	Destacam-se 3 pontos: 1) durante a década de 1990 todos os regimes cambiais exibiram alta sensibilidade da taxa de juros local em relação à internacional; 2) as estimativas dinâmicas para países individuais mostraram que regimes flexíveis de câmbio envolvem aumento na independência da política monetária no caso específico de que a velocidade de ajuste da taxa de juros doméstica do longo prazo é menor sob regime flexível do que os outros. Regimes flexíveis apresentam algum grau temporário de independência monetária; 3) as únicas exceções para esses resultados gerais são Alemanha e Japão. No geral, os resultados foram robustos.

Quadro 16 - Grupo 4 - Modelos de Determinação das Taxas de Juros e de Câmbio

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Gonçalves (2001)	ago/1994 a abril/2000 no Brasil	Analisar os mecanismos de transmissão e quais as efetivas relações de causalidade entre as variáveis econômicas de maior importância	O modelo é composto por quatro equações estruturais, que em conjunto determinam endogenamente a taxa de inflação (p), o câmbio nominal (e), o hiato do produto (h_t), a taxa de juros real (r) para uma dada regra de reação da autoridade monetária. As equações a serem estimadas são: demanda agregada (IS), curva de Phillips (oferta agregada - com expectativas adaptativas), equação de paridade coberta da taxa de câmbio. Outras variáveis: estoque de crédito (c); taxas de juros nominais internas (i) e externa (i*); risco soberano (sr). Os sinais ao lado das equações abaixo são os esperados em relação às derivadas parciais. Para os dados de hiato do produto usa a metodologia de filtro de Hodrick-Prescott. Usou testes de raiz unitária (ADF); VAR; teste de Granger. (1) $h_t = f(h_{t-1}, r_{t-1}, c_{t-1}, \varepsilon_{1t}); +, -, +$ (2) $\pi_t = f(\pi_{t-1}, h_{t-1}, \Delta e_{t-1}, \varepsilon_{2t}); +, +, +$ (3) $\Delta e_t = f(\Delta i, \Delta i^*, \Delta sr, \varepsilon_{3t}); -, +, +$ (4) Regra de reação tipo Taylor	Rejeita-se a hipótese de raiz unitária para todas as variáveis que compõem a equação (1), podendo-se estimar tal equação por mínimos quadrados ordinários. Estimativas usando a taxa de juros over-SELIC deflacionadas pelo IPCA como variável explicativa do hiato do produto (produção industrial) apresentam que os níveis dos juros reais são menos importantes para explicar a cadência da atividade econômica do que se pensa. Teste de estabilidade sugere que há elevado grau de estabilidade dos coeficientes estimados mesmo após mudança cambial em 1999. Na equação (2) os testes ADF e a regressão sugerem que não parece haver dubiedade na relação de causalidade câmbio e inflação por se tratar de um regime de câmbio predeterminado. Para a equação (3) usou estimação de um VAR simples (apresentou curta defasagem) na diferença das variáveis juros externos, juros internos, risco soberano e câmbio nominal e teste de causalidade Granger: movimentos nas taxas de juros externas causam tanto o prêmio de risco soberano como as taxas de juros internas de mercado; rejeita-se a hipótese de que mudanças nos juros internos causam movimentos na taxa nominal de câmbio. Um maior prêmio cobrado sobre os papéis brasileiros tende a depreciar a taxa de câmbio, o que deverá elevar inflação.

Quadro 17 - Grupo 5 - Modelos de Determinação Conjunta de Variáveis Macroeconômicas

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Minella (2003)	1975-2000 - compara três períodos: inflação moderadamente crescente (1975-1985), de alta inflação (1985-1994) e de baixa inflação (1994-2000)	Examina a política monetária e relações macroeconômicas básicas envolvendo produto, taxa de juros e moeda no Brasil.	Modelo dinâmico com estimativa VAR; 4 ou 5 variáveis: produto (Y), medido pelo índice de produção industrial ajustado sazonalmente; taxa de inflação (INF) medido pelo IGP-DI; taxa de juros nominal (INT), overnight SELIC; agregado monetário (M1); spread EMBI. Dados mensais. As questões são investigadas usando funções de resposta de impulso ortogonalizada, que descreve a resposta da variável a um choque de um período em um dos elementos dos erros. Usa a decomposição de Cholesky. Ordem: Y, INF, INT, M1. Assume-se que Y não responde contemporaneamente aos outros choques. INF responde contemporaneamente a inovações no produto, mas não a choques em INT e M1. INT pode reagir muito rapidamente a choques em Y e INF. Os choques em Y, INF e INT são transmitidos rapidamente ao M1. Usa I(1) e assume que a taxa de crescimento de M1, GRM1, é I(1). A defasagem para a estimação de VAR foi selecionada usando AIC, mas os resíduos foram também testados para autocorrelação e ARCH. Algumas vezes foram necessárias defasagens de 1 ou 2 períodos para obter melhores resíduos. Em geral, os resultados foram pobres em termos de normalidade, mas satisfatórios para autocorrelação e heteroscedasticidade condicional. As funções de resposta-impulso e os erros foram estimados usando um experimento Monte Carlo.	O autor conclui que: choques na política monetária têm efeitos significativos no produto; choques na política monetária não induzem a uma redução na taxa de inflação nos primeiros períodos, mas há indicação que eles aumentaram seu poder de afetar preços depois que o Plano Real foi implementado; a política monetária geralmente não responde rapidamente frente a choques na taxa de inflação e no produto; no período recente, a taxa de juros responde intensamente a crises financeiras; choques positivos na taxa de juros são acompanhados por declínio na quantidade de moeda em todos os três períodos; o grau de persistência inflacionária é significativamente menor no período recente.

Quadro 17 - Grupo 5 - Modelos de Determinação Conjunta de Variáveis Macroeconômicas

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Bresser-Pereira e Nakano (2002)	1994-2002 (pós-Real)	Esboçar diretrizes de política econômica para o período a partir de 2003.	Estabelece relações teóricas entre as variáveis e agregados macroeconômicos. A política econômica deve-se voltar à redução da taxa de juros; manter a taxa de inflação baixa; conter a expectativa de desvalorização cambial; manter (melhorar) o equilíbrio fiscal. Os autores sustentam que o Brasil deve passar de um equilíbrio perverso para estável, com baixo risco de <i>default</i> e baixa taxa de juros. Afirmam que a taxa de juros interna contamina a externa. Deve-se adotar um novo regime de taxa de juros, acompanhada por medidas no plano fiscal (elevação do <i>superávit</i> primário) e cambial (elevação do <i>superávit</i> comercial). Devem-se definir políticas comerciais e industriais que impulsionem o crescimento econômico; realizar reformas institucionais para modernizar e aumentar a produtividade; adotar um modelo de crescimento baseado na poupança interna.	Apenas após completar o processo de estabilização, com baixa taxa de juros, será possível o país desenvolver-se. Uma vez alcançada a verdadeira estabilidade macroeconômica, será necessário combiná-la com políticas comerciais e industriais ativas. “A taxa de juros interna contamina a externa. Esta contaminação se estende, ao nosso ver, às próprias classificações de risco feitas pelas agências. Se o governo brasileiro estabelece uma taxa de juros de curto prazo alta, deve ser mesmo um país arriscado” (BRESSER-PEREIRA e NAKANO, 2002, p.23).
Leichsenring (2004)	1994-2003 (pós- Real)	Fazer uma análise de equilíbrio parcial para avaliar os efeitos da política monetária sobre o risco-país e a taxa de câmbio no Brasil.	Desenvolve um modelo no qual existe risco de <i>default</i> da dívida pública; existe uma possibilidade de endogeneidade da taxa de juros e do risco-país. Dois ativos: títulos do Tesouro Americano, livres de risco, com taxa de retorno determinada exogenamente; títulos de uma pequena economia aberta, com risco, com taxa de retorno endógena. Utilizou a análise VAR com as seguintes variáveis: probabilidade de <i>default</i> , taxa de juros SELIC, relação dívida líquida do setor público/PIB (DLSP/PIB), participação da dívida externa na dívida líquida do setor público, taxa de juros dos Estados Unidos, taxa de câmbio nominal, volatilidade da taxa de câmbio ao mês.	O risco-país caminha de acordo com a taxa de juros doméstica; uma elevação na taxa de juros provoca um aumento na probabilidade de <i>default</i> ; um choque na razão DLSP/PIB eleva a probabilidade esperada de <i>default</i> ; um choque na participação da dívida externa na DLSP tem impacto sobre a probabilidade de <i>default</i> apenas no instante do choque; um choque na taxa de juros dos EUA não produziu efeitos significativos sobre a probabilidade esperada de <i>default</i> . Sobre a taxa de câmbio obtiveram os seguintes resultados: um choque sobre a probabilidade de <i>default</i> , sobre a taxa SELIC e sobre a DLSP provocam uma desvalorização da taxa de câmbio; um choque no <i>superávit</i> primário valoriza a taxa de câmbio; choques sobre a taxa de juros dos EUA não produziram efeitos significativos sobre a taxa de câmbio.

Quadro 18 – Grupo 6 – Relação entre Taxa de Juros Interna, Externa, Risco de *Default* e Política Monetária

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Loureiro e Barbosa (2004)	1996-2002	Identificar os determinantes do prêmio de risco da dívida pública brasileira negociada no mercado de títulos emergentes.	Baseia-se na versão de Dornbush (1983) ⁵⁰ do modelo de seleção de portfólio CAPM (captura o efeito relativo da oferta), estendido por Cottarelli e Mecagni (1990) ⁵¹ , que introduz a probabilidade de <i>default</i> no retorno esperado de um título do governo. Efeito relativo da oferta: Modelo de maximização da utilidade esperada individual em dois períodos. $w = w(1+r) + xw(r^* - r)$; $U = U(w, \sigma_w^2)$, sendo w =riqueza; r =retorno sem risco; r^* =retorno do título do governo; x =participação dos títulos do governo no <i>portfólio</i> . Prêmio de Risco de <i>default</i> (SPR): $SPR = r_g^{NE} - r_a^{NE} = \varphi_0 + \varphi_1 \frac{V}{W} - \varphi_2 DSG - \varphi_3 DSE$ $\varphi_0 = \lambda_0 - \alpha\theta \sigma^2$, $\varphi_1 = \theta \sigma^2$ $\varphi_2 = \lambda_1$ $\varphi_3 = \lambda_2$ sendo r_g^{NE} =retorno esperado na ausência de risco de <i>default</i> ; r_a^{NE} =retorno esperado do título do Tesouro Americano; DSG =grau de solvência do governo; DSE =grau de solvência externa; λ_0 =constante; λ_1 =coeficiente do grau de solvência do governo; λ_2 =grau de solvência externa; θ =coeficiente de aversão ao risco; σ^2 =variância do retorno. Aplica o procedimento de cointegração de Johansen.	Para estimar SPR usou o <i>spread</i> do C-Bond. A partir do teste ADF ao nível de significância de 1%, os dados apresentaram (para todas as variáveis) raiz unitária, usando a primeira diferença. Os resultados do teste de Johansen indicaram que as variáveis não se cointegraram em conjunto. Conclui que um choque fiscal positivo (aumento do <i>superávit</i> primário) capaz de manter a relação dívida/PIB constante, reduz o prêmio de risco; DSE influencia o prêmio de risco; <i>superávit</i> primário e o tamanho da dívida pública afetam o prêmio de risco sobre os títulos do governo brasileiro. Apesar da conta corrente afetar o prêmio de risco, o efeito de variáveis fiscais são mais robustas estatisticamente e quantitativamente mais importantes. Ao invés de reduzir o prêmio de risco, um ajuste fiscal pode ser sustentado ao longo do tempo permitindo o próprio ajuste do estoque da dívida.

Quadro 18 – Grupo 6 – Relação entre Taxa de Juros Interna, Externa, Risco de *Default* e Política Monetária

⁵⁰ DORNBUSCH, R. Exchange rate risk and the macroeconomics of exchange rate determination. In: HAWKINS, G.; LEVICH, R.; WIHLBORG, C. (Ed.). **The internationalization of financial markets and national economic policy**. Greenwich: JAI Press, 1983.

⁵¹ COTTARELLI, C.; MECAGNI, M. **The risk premium on italian government debt**. Washington: IMF, European Department, 1976-1988. 33 p. (WP/90/38).

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Blanchad (2004)	2002-2003	Apresentar um modelo de interação entre taxa de juros, taxa de câmbio e probabilidade de <i>default</i> em uma economia com alto endividamento e aversão ao risco como o Brasil entre 2002-2003.	<p>Modelo de um período e com três tipos de carteiras financeiras: 1) título de um período, livre de risco de default, com taxa de retorno nominal i e taxa de juros r controlada pelo banco central $(1+r)=(1+i)/(1+\pi)$; 2) título do governo de um período em moeda doméstica com taxa de retorno nominal fixa ir; taxa de retorno real do título $(1+rr)=(1+ir)/(1+\pi)$. Sendo p a probabilidade de default, a taxa de retorno real esperada é $(1-p)(1+rr)$; 3) título do governo de um período em moeda estrangeira (dólares), com taxa de retorno nominal em dólares de i_s; $(1+r_s)=(1+i_s)/(1+\pi^*)$, onde π^* é a taxa de inflação dos EUA. Sem risco de <i>default</i>, a taxa de retorno real bruta em termos dos bens brasileiros é $(\varepsilon'/\varepsilon)(1+r_s)$, onde ε' é a taxa de câmbio real do próximo período. Levando em conta a probabilidade de <i>default</i>, a taxa de retorno real esperada bruta é $(1-p)(\varepsilon'/\varepsilon)(1+r_s)$. Precisa determinar r_s e rr, dado r.</p> <p>A taxa esperada de retorno para residentes deve ser $(1-p)(1+rr)=(1+r)+\theta p$ e para não-residentes $(1-p)(\varepsilon'/\varepsilon)(1+r_s)=(1+r)+\theta p$, onde p é a probabilidade de default e θ reflete o grau médio de aversão ao risco do mercado. Se a probabilidade de <i>default</i> se eleva, uma maior taxa de juros real (r) é requerida para manter a mesma taxa de retorno real; se os investidores forem avessos ao risco, uma maior taxa de retorno real esperado é requerida para compensar do risco (termo θp). Outro passo é determinar o fluxo de capital e balança comercial. Equilíbrio: $CF+NX=0$, onde CF é a conta capital e NX é o saldo em transações correntes do Balanço de Pagamentos.</p> <p>Uma maior probabilidade de <i>default</i> afeta a dívida do período seguinte através de dois canais: leva a uma maior taxa de retorno fixa sobre a dívida para manter a mesma taxa de retorno esperada; se a aversão ao risco for positiva, um maior risco leva a uma maior taxa de retorno esperada. O efeito de um aumento da taxa de juros real deve ser tanto deixar a probabilidade de <i>default</i> inalterada ou aumentá-la. O efeito será maior dependendo do nível inicial da dívida: quanto maior o nível inicial da dívida ou quanto maior o grau de aversão ao risco ou quanto maior a porção de dívida em dólar, mais provável que o aumento na taxa de juros provoque uma depreciação da taxa de câmbio, elevando a taxa de inflação. Os três fatores aconteceram no Brasil em 2002.</p>	<p>Resultados: um aumento de 100 pontos-base da taxa SELIC gera uma apreciação de 21 pontos-base da taxa de câmbio, dado p; o aumento da taxa de juros sempre leva a um aumento na expectativa da dívida, o que aumenta a probabilidade de <i>default</i> e leva à depreciação; isso gera um efeito líquido de 258 pontos-base de <i>depreciação</i> da taxa de câmbio.</p> <p>Conclusão: quando as “condições fiscais” forem adversas (alto endividamento, grande parte dos títulos da dívida indexados à moeda externa, alta aversão ao risco dos investidores), um aumento na taxa de juros levará mais provavelmente a uma depreciação cambial do que a uma apreciação, o que ocorreu no Brasil em 2002.</p>

Quadro 18 – Grupo 6 – Relação entre Taxa de Juros Interna, Externa, Risco de *Default* e Política Monetária

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Favero e Giavazzi (2004)	2002-2003	Entender como a política fiscal doméstica e os choques financeiros internacionais determinam o <i>spread</i> EMBI e o custo do serviço da dívida.	<p>A resposta do <i>spread</i> do EMBI brasileiro a variações no <i>spread</i> dos títulos de empresas dos Estados Unidos se dá por:</p> $Embi_t = \gamma_0 + \gamma_1 Embi_{t-1} + \gamma_{2,t} Spread_t^{U.S.} + \gamma_3 \Delta Spread_t^{U.S.} + \varepsilon_{1,t}$ <p>onde <i>Embi</i> é o <i>spread</i> do EMBI brasileiro; $Spread^{U.S.}$ é o <i>spread</i> entre os títulos tipo BAA de empresas americanas com maturidade entre 10 e 20 anos em relação aos títulos do Tesouro Americano de 10 anos; $\Delta Spread^{U.S.}$ é a primeira diferença do <i>spread</i> dos títulos das empresas; $\gamma_{2,t}$ é não-linear e depende da política fiscal:</p> $\gamma_{2,t} = \gamma_2 \left(1 + e^{-\alpha(x_t - x_t^*)} \right)^{-1}$ <p>onde x_t é o <i>superávit</i> primário; x_t^* é o nível de <i>superávit</i> primário que mantém a relação dívida/PIB constante.</p> <p>Definição da taxa de juros SELIC:</p> $Selic_t = \rho Selic_{t-1} + (1 - \rho) (\beta_0 + \beta_1 E_t \pi_{t,t+12} - \beta_1 \pi^*) + \varepsilon_{2,t}$ <p>onde $E_t \pi_{t,t+12}$ é a expectativa de inflação para um ano; π_t^* é a meta de inflação.</p> <p>Interação entre meta de inflação; risco-país e política fiscal (equação reduzida da taxa de câmbio):</p> $\Delta s_t = \alpha_1 (Selic_{t-1} - i_{t-1}^{U.S.}) + \alpha_2 Embi_{t-1} + \alpha_3 \Delta(Embi)_t + \varepsilon_{5,t}$ <p>onde $i^{U.S.}$ é a taxa de juros dos EUA (Fed Fund).</p>	<p>O coeficiente $\alpha_1 = -0,16$: para dada taxa de juros dos EUA, um aumento de 1% na taxa SELIC aprecia a taxa de câmbio em 0,16%; $\alpha_2 = 0,38$: um aumento no prêmio de risco induz à depreciação. Mas como a SELIC e <i>Embi</i> são endógenos nem sempre tem essas relações. A presença de <i>default</i> reforça a possibilidade de aparecer um círculo vicioso, fazendo com que a restrição fiscal se torne mais rigorosa. O Brasil durante o ano de 2002 deve ter caído em um equilíbrio perverso, onde a política fiscal impediu a eficiência da política monetária. Uma pequena mudança na regra fiscal, como a anunciada pelo presidente brasileiro em jan/03, foi suficiente para trazer a economia de volta às condições normais e rapidamente reduziu o <i>spread</i> do EMBI, estabilizando a taxa de câmbio e, através dessas variáveis, as expectativas de inflação, inflação e a dinâmica da dívida pública.</p>
Biage et al. (2006)	1995-2005	Analisar a inter-relação entre a taxa SELIC, dívida pública, risco-país e fluxos de capitais.	<p>Os autores utilizaram testes de causalidade de Granger e a metodologia VAR. A análise foi separada em dois períodos: o primeiro vai de janeiro de 1995 a dezembro de 1998 e o segundo de janeiro de 1999 a março de 2005. As variáveis utilizadas nos modelos foram: taxa de inflação, taxa de câmbio, taxa de juros SELIC, Investimento em Carteira de Estrangeiros – Renda Fixa negociados no exterior (IE), Outros Investimentos de Brasileiros – Moeda e Depósitos (OIB), EMBI (risco-país), Outros Investimentos Estrangeiros – Moeda e Depósitos (OIE), relação dívida pública/PIB e taxa Swap DI-Pré 360 dias (somente no segundo período).</p>	<p>Segundo os autores, para o primeiro período os resultados mostraram que o EMBI afeta quase todas as variáveis, mas é determinado por fatores exógenos; os fluxos de capitais voláteis afetam todas as variáveis; existe forte inter-relação entre os fluxos de capitais, o EMBI e a taxa SELIC; a taxa SELIC é influenciada mais fortemente pelo EMBI, pelos fluxos OIB e OIE. No segundo período, a taxa de juros SELIC comportou-se de forma insensível aos fluxos de capitais e demonstrou um caráter fortemente exógeno, mas afeta as outras variáveis do modelo.</p>

Quadro 18 – Grupo 6 - Relação entre Taxa de Juros Interna, Externa, Risco de *Default* e Política Monetária

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Friedman (2000)	1970-2000	Analisar o papel da taxa de juros como principal instrumento de política monetária.	Utiliza modelos que analisam se taxas de juros de longo prazo servem como instrumento de política no período 1ºtrim/1970 a 2ºtrim/2000: Modelo 1) estimativas do PIB e Inflação (deflator PIB) - variáveis dependentes - em relação ao federal fund; M2; PIB e Inflação - todas defasadas em 4 períodos. Modelo 2) as mesmas variáveis dependentes com relação a: título do Tesouro de 10 anos; diferença entre títulos com taxa de 10 anos e de um ano; diferença entre títulos de empresas com diferentes riscos (Baa e Aaa); diferença entre as taxas dos títulos do tesouro e de commercial papers de 3 meses e taxa de crescimento preços de ações (SeP500) - todas com defasagem de 4 trimestres. Modelos 3) e 4) são os mesmos acima, mas usando dados mensais. O PIB foi substituído pelo produto industrial; inflação é o índice de preços ao consumidor; amostra de jan/1970 a jul/2000.	Modelo 1) apresentou resultados consistentes. Inflação apresentou correlação serial; federal funds foi um significativo indicador sobre o movimento subsequente tanto para o crescimento do PIB quanto a inflação. M2 contém informações que são marginalmente significantes em prever o produto, mas não a inflação. No Modelo 2) somente o <i>spread</i> no risco de crédito e a diferença entre as taxas dos títulos do governo e <i>commercial papers</i> contém significantes informações adicionais sobre movimentos no produto real. Usando dados mensais para o modelo 1) a taxa federal funds foram significativas somente para inflação. M2 não foi significativa em nenhuma das regressões. No modelo 2) todas as variáveis, exceto ações, apresentaram ao menos alguma informação sobre movimentos no crescimento do produto e da inflação. Conclusão: o banco central deve analisar outras variáveis além da taxa de juros para política monetária. Segundo o autor, o primeiro papel potencial da taxa de juros nominal dos títulos públicos é o de ser um instrumento que o Banco Central usa para implementar sua política escolhida. A taxa deve ser fixada de acordo com a meta de inflação e o nível da atividade econômica não-financeira. O segundo papel potencial da taxa de juros dos títulos públicos no processo de política monetária é o de ser usada como instrumento do governo para determinar o estoque de moeda, afetando, indiretamente, o produto e a inflação. O terceiro papel seria o banco central utilizar a taxa de juros como “variável informação”. Os problemas apontados pelo autor, em relação à utilização da taxa de juros dos títulos públicos como instrumento de política e de informação, referem-se às incertezas e defasagens. Se as flutuações da taxa de juros de longo prazo possuir informações sobre os movimentos futuros do produto e da inflação, então se deve ajustar a variável instrumental (a taxa de juros) sob essas informações. O autor conclui que, empiricamente, uma política monetária governada por regras não é, necessariamente, uma estratégia bem-sucedida de combate à inflação.

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Bogdanski, Tombini e Werlang (2000)	1994-1999	Apresentar um modelo básico que ajude na definição da política monetária na fase inicial do regime de metas de inflação no Brasil.	Estima um modelo estrutural simples com as seguintes equações: (1) equação do tipo IS expressando um <i>gap</i> do produto (h) em função de suas defasagens, taxa de juros real r (<i>ex ante</i> e <i>ex post</i>), choque de demanda (ε^h); (2) curva de Phillips expressando a taxa de inflação (π) em função das defasagens, <i>gap</i> do produto (h), taxa de câmbio nominal (e), índice de preço externo (p^f), choque de oferta (ε^n), considerando que a inflação é neutra com relação ao <i>gap</i> do produto no longo prazo e combina-se variáveis passadas e expectativas; (3) condição de paridade dos juros a descoberto relacionando o diferencial entre taxa de juros interna (i) e externa (i^f) com a expectativa de desvalorização cambial da moeda doméstica e o prêmio de risco (x); (4) regras fixadas sobre as taxas de juros real e nominal, regra de Taylor (com pesos para desvios contemporâneos da inflação e produto), regras de longo prazo (com pesos para desvios da meta da taxa esperada de inflação) e regras ótimas deterministas e estocásticas. ${}^{(1)}h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h$ ${}^{(1')}h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + p r_{t-1} + \varepsilon_t^{h'}$ ${}^{(2)}\pi_t = \frac{\alpha_1^f + \alpha_2^h}{2} \pi_{t-1} + \frac{\alpha_2^f}{2} E_t(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^h}{2} \pi_{t-2} + \frac{\alpha_4^f + \alpha_4^h}{2} h_{t-1} + \frac{\alpha_4^f + \alpha_4^h}{2} \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon_t^n$ ${}^{(2')} \Delta e_t = \Delta i_t^f + \Delta x_t + \eta_t$ ${}^{(3)} E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^f - x_t$ ${}^{(4)} i_t = ((1-\lambda) i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi_t^e) + \alpha_2 h_t + \alpha_3))$	Existem alguns pontos cruciais para que a implementação do sistema de metas para inflação tenha sucesso no Brasil. Primeiro, metas de inflação envolvem um conjunto de elementos que devem ser observados: metas quantitativas bem definidas como objetivo da política monetária; transparência da estratégia da política monetária através da comunicação com o público; aumentar a responsabilidade do banco central em alcançar as metas de inflação. Segundo, o banco central deve focar nos seguintes objetivos: ter uma visão clara do mecanismo de transmissão da política monetária e decidir quais os canais que devem ser melhor explorados para atingir as metas; desenvolver modelos estruturais simples desses canais de transmissão; monitorar os dados e usar o julgamento necessário para as previsões.

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Rodrigues Neto, Araújo e Moreira (2000)		Descrever as principais características do regime de metas de inflação e determinar uma regra de política monetária que possibilite atingir a meta de inflação com uma perda mínima para a sociedade.	<p>A solução ótima para a taxa de juros é feita de acordo com a metodologia de dois modelos baseados nas curvas de Phillips e IS, contendo variáveis exógenas e uma função completa de perda (função objetivo do problema, que deve ser minimizada). Solução geral para o primeiro modelo:</p> $u_{k+1} = \beta i_k + e_{k+1} + \varepsilon_{k+1} \quad \text{- Equação (1)}$ $\pi_{k+1} = \alpha \pi_{k+1} + \gamma u_{k+1} + e t_{k+2} + \eta_{k+2}$ <p>Sendo ε, η ruído branco independentes entre si; e, et variáveis exógenas, π inflação, u é o desvio de desemprego, i é a taxa de juros.</p> $L = \sum_{j=1}^N \delta^j \left\{ E \left[(\pi_j - \pi^*)^2 \right] + \lambda E [u_j^2] + \mu [i_{j-1} - i_{j-2}]^2 \right\} \quad \text{- Equação (2)}$ <p>Sendo: δ a taxa de desconto no tempo; π^* meta de inflação; λ, μ pesos dados a variabilidade do desemprego e juros, respectivamente, ligados ao desvio da meta de inflação.</p> <p>A equação (2) é linear quadrática e deve ser otimizada (maiores detalhes podem ser encontrados no trabalho original).</p> <p>No caso de uma política de metas de inflação pura seria:</p> $L = \sum_{j=2}^N \delta^j E \left[(\pi_j - \pi^*)^2 \right]$ <p>Sendo $L=0$, tem-se uma solução para a regra de juros.</p>	<p>Ao resolver o problema de otimização - equação (2) - pode-se encontrar uma regra ótima para a taxa de juros.</p> <p>No modelo descrito, se um regime de meta de inflação pura for adotado, é sempre possível, exceto para choques, fazer a inflação alcançar a meta entre dois períodos. Então, obtêm-se o valor zero para a função de perda.</p> <p>O fato da solução ter sido obtida a partir de sistemas de equações lineares garante sua continuidade, e pequenos distúrbios no conjunto de informações resultarão em pequenos distúrbios na solução.</p>
Fachada (2001)	1999-2000	Fazer uma análise descritiva sobre o regime de metas de inflação no período considerado.	<p>O autor descreve o período e a conjuntura da economia brasileira antes, durante e após a implementação do regime de metas de inflação.</p> <p>Destaca o papel da política fiscal como pré-requisito para o sucesso do regime de metas de inflação, principalmente a consolidação do <i>superávit</i> primário do setor público.</p> <p>No período analisado o governo aumentou impostos e cortou gastos públicos, controlou <i>overshooting</i> da taxa de câmbio (que pressionava a taxa de inflação), e adotou política monetária com o objetivo principal de reduzir a taxa de inflação e as expectativas de inflação, através do uso da taxa de juros como instrumento.</p> <p>O autor destaca também que o cenário externo foi a maior restrição para a autoridade monetária no período, particularmente durante o ano de 2000, com o choque do petróleo e as crises de confiança em importantes economias emergentes.</p> <p>De maneira geral, a implementação do regime de metas de inflação foi bem-sucedida em atingir seus objetivos.</p>	

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Muinhos (2001)	1980-2000	Estuda o repasse da desvalorização cambial à inflação, considerando uma recente mudança no regime cambial no Brasil. Faz simulações a partir de um modelo simples de metas de inflação.	<p>Faz simulações a partir de um modelo simples de metas de inflação, que inclui equações para a balança comercial e para regra de Taylor aumentada (com um termo adicional de taxa de câmbio), como sugerido por Ball⁵² (2000). Essas simulações permitem obter respostas para choques de oferta e externos. Em contraste com Ball (2000), quando a taxa de câmbio é incluída, a volatilidade do produto aumenta após um choque negativo de fluxos de capital. O modelo é baseado em duas equações. A primeira é a curva de Phillips padrão, adicionando um termo para <i>gap</i> da taxa de câmbio real (<i>RER</i>) – diferença percentual entre taxa atual de câmbio e a filtrada por Hodrick-Prescott - e também um grau de abertura econômica (<i>OPE</i>) – razão entre somatório das importações e exportações em relação ao PIB; <i>h</i> o <i>gap</i> do produto medido pelo PIB menos uma tendência linear.</p> $\pi_{t,t+j} = \beta_0 + \beta_1(e_t - e_{t-1}) + \beta_2 RER_{t-1} + \beta_3 h_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 OPE_{t-1} + u_t$ <p>A segunda equação a ser estimada é não-linear. O repasse é positivamente relacionado ao <i>gap</i> do produto, a inflação inicial e o grau de abertura e com a taxa de câmbio real fora de seus equilíbrios,</p> $\pi_{t,t+j} = \beta_0 + \beta_1(e_t - e_{t-1}) + \beta_2 RER_{t-1} + \beta_3 h_{t-1} + \beta_4 \pi_{t-1} + \beta_5 OPE_{t-1} + u_t$ <p>sendo:</p> $\beta_1 = \beta_6 + \beta_7 RER_{t-1} + \beta_8 h_{t-1} + \beta_9 \pi_{t-1} + \beta_{10} OPE_{t-1}$ <p>Modelo simples com balança comercial: equação para IS (demanda agregada, h_{t+1}, depende dela mesma defasada, h_t; da taxa de juros real, $i_t - \pi_t$, e da taxa de câmbio real, θ_t); equação de Phillips pra economia aberta (sendo ε choque de oferta agregada; $(e_t - e_{t-1})$ a primeira diferença da taxa de câmbio nominal; equação da regra de Taylor (sendo w escolhido como igual a um).</p> $h_{t+1} = a_{10} + a_{12}(i_t - \pi_t) + a_{13}\theta_t + u_t$ $\pi_t = a_{21}\pi_{t-1} + (1 - a_{21} - a_{22})\pi_{t+1} + a_{22}(e_t - e_{t-1}) + a_{24}h_{t-1} + \varepsilon_t$ $wi_t - (1-w)e_t = a_{30} + a_{31}(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + a_{32}h_{t-1} + a_{33}i_{t-1}$	<p>A primeira equação foi simulada em dois períodos: 1980-2000 e 1995-2000, com dados trimestrais. No primeiro período a variável dependente é a primeira diferença da taxa de inflação. Os coeficientes de repasse (β_1) foram robustos em todas as simulações, estimado em torno de 10% para um repasse de 3 meses. No entanto é menor do que 19,9% estimado para países da América e similar à Europa. As variáveis <i>RER</i> e <i>OPE</i> não foram significativas em nenhuma simulação. Para a equação não-linear, o coeficiente de inflação defasada não foi significativo em nenhuma simulação e o coeficiente do <i>gap</i> da taxa de câmbio real só foi significativo na amostra com período maior. O coeficiente de repasse foi significativo para a amostra de menor período. Os termos constantes dentro do coeficiente de repasse (β_6) foram muito altos. O <i>gap</i> de produto apresentou sinal errado. A intuição por trás de tudo isso é por causa do câmbio sobrevalorizado (<i>RER</i> negativo) no período entre 1995-1998, e o repasse foi elevado nesse período, o que explica o sinal errado. Para a simulação considerando a conta corrente foram escolhidos 3 cenários: 1) no final de 2002 supõe que o <i>déficit</i> em conta corrente/PIB alcançaria 4%; 2) essa relação seria de 5%; 3) considerou <i>déficit</i> de 3%. Os resultados mostraram que quando se tem aperto nos mercados financeiros, a taxa de câmbio tem que ser desvalorizada para assegurar a correção na balança comercial para compensar o choque de capital. Isso aumenta a inflação e a taxa de juros reage para corrigir o desvio da inflação da meta. Simulou também choque de oferta, representado por aumento de 1% na taxa de inflação.</p>

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

⁵² BALL, L. **Policy rules and external shocks**. Cambridge: NBER, 2000. 39 p. (Working Paper Series, 7910).

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Muinhos (2001)			A determinação da taxa de câmbio é baseada na paridade de juros a descoberto (maiores detalhes no artigo original). Equação de equilíbrio: $(BS + BC) / y = b$ Sendo <i>BS</i> o <i>superávit</i> real na balança de serviços; <i>BC</i> o <i>superávit</i> real na balança comercial; <i>y</i> é PIB real; <i>b</i> é uma razão arbitrária de equilíbrio da conta corrente/PIB e representa um a fonte de choques externos.	Nesse caso, a taxa de juros reage a esse aumento da inflação. Concluindo, o repasse de desvalorização cambial sobre a inflação parece ser baixo; a curva de Phillips não-linear não se ajusta bem no caso brasileiro; a introdução da taxa de câmbio como instrumento de política não produz baixa volatilidade em resposta a choques externos ou de oferta; no caso de regime fixo de câmbio, o ajuste ao choque parece ser totalmente na taxa de juros; aumentar a volatilidade cambial parece ser melhor do que decrescer a volatilidade dos juros nessa economia; é melhor usar regra de Taylor permitindo flutuação cambial e usar somente a taxa de juros para controlar inflação.
Figueiredo, Fachada e Goldenstein (2002)	1999-2001	Analisar os principais fatores que influenciam na conduta da política monetária no Brasil e sugerir medidas de política a médio prazo.	O artigo faz uma análise descritiva de importantes temas que devem ser considerados na condução da política monetária: administração da dívida pública; operações de mercado aberto; problemas para políticas no médio prazo. Os objetivos principais na administração da dívida pública eram: reduzir o prazo médio de maturidade dos títulos públicos; diminuir a participação de títulos indexados ao dólar; aumentar a participação de títulos de taxa fixa; favorecer o mercado secundário da dívida pública. Com as turbulências de 2001, o Tesouro Nacional (TN) optou por diminuir o prazo de maturidade da dívida e não aumentar títulos de taxa fixa; o Banco Central aumentou a participação de títulos indexados ao dólar (32,8% em outubro de 2001) ao invés de conter o <i>overshooting</i> do câmbio. O Brasil, assim como a maioria dos países que adotaram metas de inflação como política monetária, usa a taxa de juros de <i>overnight</i> como instrumento de conduta da política monetária. O comitê escolhe uma meta para a taxa <i>overnight</i> -SELIC em suas reuniões mensais e, sob as diretrizes do comitê o mercado aberto, negocia ajustes de liquidez do mercado sobre uma base diária para manter a taxa de juros efetiva do <i>overnight</i> perto da meta. O Banco Central tem operado no mercado aberto através de acordos de recompra usando como colateral títulos dele mesmo e do TN. Numa base diária, o banco central prevê as necessidades de liquidez do mercado, isto é, estima se há falta ou excesso de liquidez por reservas bancárias, e faz leilões informais buscando balancear liquidez. A consolidação do regime de metas de inflação acaba com a necessidade de reformas institucionais no Brasil. Um aspecto fundamental para a política monetária é a autonomia do Banco Central com termos fixados pelo Conselho de Diretores. A política deve ser direcionada para: fortalecer o setor financeiro; melhorar a supervisão e regulação do setor financeiro; reestruturação do sistema de pagamentos para reduzir o risco sistêmico (realizado em abril de 2002).	

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Minella et al. (2003)	1999-2002 (dados mensais)	Analisar o regime de metas de inflação em relação à sua credibilidade e à volatilidade do mercado de câmbio.	<p>Estimou-se uma função de reação do Banco Central que relaciona a taxa de juros a desvios das expectativas de inflação em relação à meta.</p> $i_t = \alpha_1 i_{t-1} + (1 - \alpha_1)(\alpha_0 + \alpha_2)(E_t \pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*) + \alpha_3 y_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_{t-1}$ <p>onde i_t é a taxa SELIC; $E_t \pi_{t+j}$ é a expectativa de inflação e π_{t+j}^* é a meta de inflação; y_t é o <i>gap</i> do produto (o atual menos a série filtrada HP); Δe_{t-1} é a variação nominal da taxa de câmbio. Analisou também as mudanças na dinâmica inflacionária, estimado a curva de oferta agregada, sendo a variável dependente a taxa de inflação mensal e as explicativas a taxa de desemprego, a taxa de câmbio, a taxa de inflação defasada, <i>dummies</i>. Realizou uma estimativa de impulso-resposta para verificar a importância dos choques da taxa de câmbio sobre a variação da inflação.</p>	<p>Obtiveram as seguintes conclusões: o regime de metas de inflação tem sido um importante coordenador das expectativas do mercado; o Banco Central tem reagido fortemente às expectativas de inflação, conduzindo a política monetária numa base de longo prazo e respondendo a pressões inflacionárias; o grau de persistência inflacionária tem sido reduzido; a transmissão da (variação) taxa de câmbio sobre preços monitorados é duas vezes maior que sobre os preços de mercado. Mesmo com a crise de confiança no final de 2002, o sistema de metas de inflação conseguiu suportar a crise, deixando a taxa de câmbio nominal se ajustar e a taxa de juros aumentar para evitar aumentos persistentes da inflação.</p>
Almeida et al. (2003)	1994-2001	Encontrar uma regra ótima de política monetária baseada no modelo proposto por Ball (1998) e estimar uma função de reação para a taxa de juros para uma economia aberta, como o Brasil.	<p>Usa os coeficientes estimados das equações IS-AS para encontrar uma relação empírica entre o instrumento do banco central (taxa de juros SELIC) e variáveis macroeconômicas como a inflação, <i>gap</i> do produto, taxa de câmbio. Utiliza o método de mínimos quadrados em dois estágios usando variáveis instrumentais adequadas. Equações-chave (são, respectivamente, as curvas IS, AS ou curva de Phillips, política adotada):</p> $y_{t+1} = a_1 y_t + a_2 i_t + a_3 e_t + u_{t+1}$ $\pi_{t+1} = \pi_1 + \gamma y_t + \mu(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) + \eta_{t+1}$ $z_t = \gamma y_t + \pi_t + \mu(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})$ <p>sendo y o <i>gap</i> do produto; i a taxa real de juros; e a taxa real de câmbio; u o choque de demanda; π a taxa de inflação; $\Delta \varepsilon = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ é a taxa de desvalorização nominal da taxa de câmbio; η é o choque de oferta não correlacionado com u. A equação z mostra a política monetária escolhida.</p>	<p>De acordo com os resultados, tanto o <i>gap</i> do produto defasado quanto a taxa de juros defasada são significativos em explicar o <i>gap</i> corrente do produto. Para a segunda equação (Phillips), tanto o <i>gap</i> do produto defasado quanto a inflação foram significativos em explicar a inflação corrente. O banco central do Brasil tem aumentado a taxa de juros em maior magnitude do que os países desenvolvidos para combater o aumento da inflação. Regra ótima obtida:</p> $i_t = 5,2 y_t + 0,3 \pi_t + 0,6 \varepsilon_{t-1} + 0,2 \Delta e_t$ <p>O custo de se reduzir a inflação parece ser menor em uma economia aberta, o que é um argumento favorável à liberalização comercial.</p>

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Fraga, Goldfajn e Minella (2003)	Analisam duas amostras: período após a adoção do regime de metas de inflação em cada país; após as crises dos mercados emergentes entre 1997-2002.	Avaliar o regime de metas de inflação em economias emergentes e desenvolver prescrições para a condução da política monetária nessas economias.	<p>Desenvolvem um pequeno modelo para economia aberta, com objetivo de simular os efeitos de alguns choques e mudanças nas metas de inflação.</p> <p>As importações entram como bens intermediários, o que reduz a correlação com as mudanças na taxa de câmbio e com a inflação. O modelo é derivado da otimização de vida infinita das famílias e firmas. As firmas têm função de produção tipo Cobb-Douglas (transformada sob a forma logarítmica); toda produção é consumida ou exportada. O modelo considera títulos domésticos e externos, ambos privados; títulos domésticos estão em moeda doméstica e estão sob poder dos residentes domésticos; títulos externos estão em moeda externa e seus preços incluem um prêmio de risco estocástico.</p> <p>As firmas maximizam a diferença entre receita marginal esperada e preço unitário. Há rigidez de preço: somente uma parte das firmas ajusta preços em cada período.</p> <p>O modelo inclui também uma curva de Phillips.</p>	<p>O coeficiente da expectativa de inflação foi significativamente maior do que um e diferente de zero. Com isso, pode-se concluir que a política monetária é conduzida sob uma base futura de inflação (<i>forward looking</i>), e responde a pressões inflacionárias. Como os países emergentes parecem ter uma persistência inflacionária, os autores simularam também o modelo (de economia aberta) com um componente de inflação passada (<i>backward looking</i>), inserida na equação de oferta agregada. Os resultados mostraram que a inflação decresce vagarosamente ao novo alvo, enquanto que no caso simulado com base somente futura a inflação converge automaticamente à meta. No entanto, quando a credibilidade aumenta, esse componente passado parece não ser importante.</p> <p>Os autores destacam três tipos de domínio: fiscal, financeiro e externo. Para que o regime de metas de inflação possa ter sucesso são necessários: regime fiscal rígido; regulação e supervisão do sistema financeiro; possíveis intervenções no mercado cambial para evitar pressões inflacionárias.</p> <p>A volatilidade do produto, inflação, taxa de juros e taxa de câmbio tem sido maior em países emergentes do que em países desenvolvidos.</p> <p>Para lidar com esse ambiente mais volátil, recomenda-se: maior comunicação e transparência; desvios da meta devem ser tratados como um dispositivo de comunicação; uma metodologia para calcular o caminho de convergência seguindo um choque (metas ajustadas); uma estrutura de monitoramento para um regime de metas de inflação que esteja sob um programa do FMI.</p>

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Wu (2004)	1985-2002 (para 22 países industrializados da OECD)	Encontrar evidências se a adoção de metas de inflação como regime de política monetária por um país é efetivo em reduzir tanto a taxa de inflação incondicional quanto a taxa de inflação condicional aos instrumentos de política monetária utilizados por esse país. Também pretende testar se esses efeitos persistem quando as condições iniciais da taxa de inflação são controladas.	Utiliza o modelo de efeito-fixo em painel (ou modelo de diferenças em diferenças), combinando tempo e características de cada país como efeitos-fixos específicos. Realiza 5 simulações: (1) $\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 C_i + \beta_3 T_t + \varepsilon_{i,t}$ (2) $\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t-1} + \beta_3 C_i + \beta_4 T_t + \varepsilon_{i,t}$ (3) $\Delta \pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + (\beta_2 - 1)\pi_{i,t-1} + \beta_3 C_i + \beta_4 T_t + \varepsilon_{i,t}$ (4) $r_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_3 C_i + \beta_4 T_t + \varepsilon_{i,t}$ (5) $\pi_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 \pi_{i,t-1} + \beta_3 r_{i,t-2} + \beta_4 C_i + \beta_5 T_t + \varepsilon_{i,t}$ Sendo: $i=1, \dots, 22$ países; $t=1, \dots, 71$ períodos; π_{it} =taxa de inflação (CPI); $treat=1$ se o país tiver meta de inflação e 0 se não; C =conjunto de controles para variáveis omitidas que varia entre países mas é constante no período; T =conjunto de controles para variáveis omitidas que varia no tempo mas é constante entre países; β_1 =coeficiente de diferenças em diferenças, que compara a variação média da taxa de inflação para países com metas de inflação sobre o curso relativo da variação média da taxa de inflação no grupo de controle durante o mesmo período; r =taxa real de juros.	A equação (1) apresentou $\beta_1=-0,4$, indicando que a taxa de inflação trimestral caiu 0,4% nos países com metas de inflação e, ao inserir uma variável de tendência, estimou-se que a cada trimestre a taxa de inflação tende a cair 0,02%; $R^2=45\%$. A equação (2) indicou que a taxa de inflação segue um processo estocástico que reverte o processo da média; $\beta_1=-0,35$. A partir dos resultados das equações (4) e (5) pode-se concluir que os países apresentaram um efeito causal entre a redução da taxa de inflação e a adoção de metas para inflação. Todos os coeficientes de todas as equações foram estatisticamente significativos. Os resultados apresentados pelo autor mostraram que a taxa de inflação é menor em países que adotaram o regime de metas de inflação e que, apesar do controle sobre a taxa de juros, os países apresentaram um efeito causal entre a redução da taxa de inflação e a adoção do regime de metas de inflação. No entanto, deve-se destacar que essa análise não foi feita para o Brasil ou em países em desenvolvimento, o que deve ser interessante, dadas as elevadas taxas de juros implementadas no país para combater a taxa de inflação.

Quadro 19 – Grupo 7 – Política Monetária e Sistema de Metas de Inflação

(continua)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Tourinho (1996)	1974-1995	Estimar a função demanda por moeda no Brasil, identificar as principais variáveis que influem na demanda por saldos reais e quantificar seus efeitos.	Modelo Cagan (1956) para dinâmica monetária das hiperinflações. Variável dependente: saldos reais de moeda transformada Box-Cox, mantendo lineares as variáveis independentes (taxa de inflação, variância da inflação, taxa de juros real e renda) num contexto de escolha sob incerteza e expectativas adaptativas. $\Phi(z, \lambda) = \gamma_t + \alpha_\pi \pi_t + \alpha_v \sigma^2 + \alpha_r r_t + \alpha_y y_t + \varepsilon_t$. Usou-se o método da Máxima verossimilhança, corrigindo a heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Incluiu-se uma variável binária para os meses de dezembro (picos de demanda por moeda).	$R^2 = 0,9871$, $\lambda = -0,8$ (a forma da curva de demanda real por moeda é similar à da recíproca negativa). O coeficiente de ajuste das expectativas adaptativas para inflação e para a renda indica que a defasagem média na formação de expectativas é de 6 e 11 meses, respectivamente. A elasticidade-demanda com relação à inflação é de -1. A elasticidade-variância da inflação é próxima a 1. O coeficiente da taxa de juros real é cerca de 10% daquele que se poderia esperar teoricamente. A elasticidade-renda da demanda é da ordem de 1 para taxa de inflação média e se reduz para 0,4 em períodos de inflação alta
Cardoso (1981)	1966-1979	Estimar uma equação de demanda de moeda no Brasil.	Modelo de expectativas racionais com uso da equação: $m = f(y, i, p^*)$, onde p^* é a taxa esperada de inflação, i é a taxa de juros, y é a renda esperada. Usou-se o método dos Mínimos Quadrados Ordinários - Inicial: $\log m_t = a_0 + a_1 \log y_t + a_2 \log i_t + a_3 \log p_t^*$ Final: $\log m_t = a_0 + a_1 \log y_t + a_2 \log i_t + a_3 \log p_t^* + a_4 \log (M_{t-1}/p_t)$, onde o último termo representa os encaixes nominais defasados e corrigidos pelo nível de preços.	Inicial: os coeficientes e os sinais foram coniventes com a teoria, mas houve autocorrelação entre os resíduos e multicolinearidade. Encaixes reais divergem daqueles efetivamente possuídos, em virtude dos custos de ajustamento, devendo minimizá-lo. Na equação final utilizaram-se variáveis instrumentais, encontrando elasticidades-renda e juros consistentes. Conclui-se que, no longo prazo, a elasticidade-renda é próxima a 1. um acréscimo de 1% na renda real eleva 0,5% os encaixes reais e aumento de 1% nos juros nominais decrescem em 15 e 30% os encaixes no curto e longo prazos, respectivamente. Há defasagens no ajustamento da demanda. Resultados similares aos estudos anteriores.
Barbosa (1993)	Análise teórica	Demonstrar que a ocorrência da hiperinflação depende da forma funcional da equação da demanda de moeda.	O modelo considera as seguintes especificações de demanda de moeda (m), em função da taxa de inflação (π): $\ln m_t = \ln \beta - \alpha \pi_t$ (1); $m_t = \beta - \alpha \pi_t$ (2); $\ln m_t = \ln \beta - \alpha \ln \pi_t$ (3); $m_t = \beta + \alpha \pi_t$ (4) $\ln m_t = \beta + \alpha / \pi_t$ (5), sendo analisadas as expectativas racionais e adaptativas. O autor apenas comparou as equações para cada modelo de expectativas, sem testá-las empiricamente.	Expectativas racionais são capazes de gerar hiperinflação se o valor absoluto da elasticidade-inflação da demanda de moeda for menor que 1. Quando o déficit público é financiado por emissão de moeda, sob o modelo de expectativas adaptativas, conclui-se que há estabilidade do equilíbrio, mas esta depende da forma funcional da equação da demanda de moeda.

Quadro 20 – Grupo 8 – Oferta e Demanda de Moeda

(continuação)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Barbosa (1978)		Apresentar uma resenha da evidência empírica contida nos estudos de demanda de moeda no Brasil, analisando as indagações dos pesquisadores: estabilidade, economias de escala, estrutura de defasagens, taxa de inflação esperada, taxa de juros, renda, conceito de moeda, correlação serial e equações simultâneas, homogeneidade, forma funcional.	Base teórica: teoria quantitativa da moeda. Equação: $m_t^d = \alpha_0 + \alpha^* r_t' - \beta p_t' + \gamma y_t'' + \sigma_1 \varepsilon_{1t}$, onde m_t^d e y_t'' são a caixa real desejada e a renda permanente, p_t' é a taxa de inflação esperada, utilizando mecanismos de ajustamento. O método Cagan foi utilizado para taxa de inflação esperada e para a estimação usou o método de Zellner (1970) e expectativas racionais. Analisaram-se alguns trabalhos empíricos. Fishlow (1968): $m_t = \alpha(1-\Phi) + \Phi m_{t-1} + \beta(1-\Phi)p_t + \gamma(1-\Phi)y_t + \varepsilon_t$, usando dados anuais. Para o período 1948-67 as regressões (linear e log-linear) mostraram que o coeficiente da caixa real defasada em um período não foi significativo. A regressão linear do período 1948-64 foi significativa. Pastore (1969) usou a mesma equação acima, mas aplicada a dados trimestrais; a taxa de inflação esperada baseada no modelo de Cagan. Também é testada a hipótese de que a demanda de moeda depende da taxa de juros nominal. As estimativas foram significativas. Simonsen (1970) faz regressões separadas e em conjunto entre as variáveis do modelo. Os resultados não foram satisfatórios segundo o autor. Campbell (1970) estimou a equação admitindo que o ajustamento entre a caixa real desejada e a atual é instantânea e que a elasticidade-renda da moeda é 1: $m_t - y_t = \alpha + \beta p_t' + \varepsilon_t$. Os resultados diferiram entre os períodos, mas foram significativos. Silveira (1973) usou $m_t = \alpha + \beta p_t' + \gamma y_t + \varepsilon_t$ e o método Cagan. As elasticidades-renda foram inferiores a 1; maior inflação implica menor demanda por moeda e os agentes a antecede rapidamente. Da Silva (1972) usou: $(1-\Phi L)m_t = \alpha(1-\Phi) + \beta(1-\Phi L)p_t' + \gamma(1-\Phi L)y_t + \sigma_2 \varepsilon_2$, onde a parte aleatória é adicionada ao mecanismo de ajustamento. Para a taxa de inflação esperada usou o modelo ARIMA (p, d, q) para o logaritmo do nível de preços. Para estimação usou o método da máxima verossimilhança. A elasticidade-renda foi inferior a 1 e os coeficientes da taxa de inflação foram significativos. Pastore (1973) $m_t - \lambda m_{t-1} = \alpha(1-\Phi)(1-\lambda) + \beta(1-\Phi)(1-\lambda)p_{t-1} + \gamma(1-\Phi)[y_t - \lambda y_{t-1}] + \Phi(m_{t-1} - \lambda m_{t-2}) + u_t$. Usando teste de Chow aceita a hipótese de estabilidade dos coeficientes no período de 1954-69. Os resultados foram significativos. Também estimou equação da velocidade-renda da demanda de moeda. Contador (1974) apresenta estimativas satisfatórias de equação de demanda por moeda com dados mensais de jan70 a set73. Inflação e juros nominal esperadas foram feitas por ARIMA(0,1,4) e (2,1,4)	
Prado (1978)		Completar o trabalho de Barbosa (1978) referente à forma funcional de demanda de moeda no Brasil, utilizando a transformação Box-Cox.	Método da Máxima Verossimilhança, sendo θ um vetor, X é a matriz das variáveis renda real e taxa de inflação transformadas e β é o vetor de coeficientes. Estimação do modelo Cagan-Mundell; série trimestral. $m^\lambda = X^\theta \beta + \mu$	Enquanto a elasticidade-renda é razoavelmente estável para variações em λ , a elasticidade-juro varia de altamente elástica para inelástica. Os sinais são consistentes e os parâmetros significativos. A forma escolhida no modelo Cagan-Mundell difere substancialmente de outras formas obtidas em modelos alternativos.

Quadro 20 – Grupo 8 – Oferta e Demanda de Moeda

(conclusão)

Autor	Período Analisado	Objetivo	Modelo considerado e Técnica econométrica utilizada	Principais conclusões
Rossi (1988)	1966-79 e 1980-85	Estimar e testar a variação estrutural de parâmetros do modelo, ocorridas em função das inovações financeiras introduzidas a partir de 1980.	Função demanda por moeda com base na teoria de estoques de Baumol e Tobin. Os dados até 1979 provêm do estudo de Cardoso (1983), com dados trimestrais e diferenciação dos períodos. Equação: $\log m_t = a + b \log y_t + c \log r_t + d \log p_t$, onde: $m_t = M1_t/P_t$, y = renda, r = juros nominais, p = inflação. Técnica: Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e Cochrane e Orcutt (CORC) - método de correção da autocorrelação dos resíduos.	Houve muita flutuação no valor das estimativas entre os distintos períodos e métodos. Ao se adicionar ao conceito de M1 o estoque de títulos do governo (ORTN + OTN) em poder do setor privado se ganha estabilidade na equação de demanda por moeda, mas os coeficientes não foram muito significativos. Confirma-se que a demanda por moeda deslocou-se para baixo a partir de 1980, pelo menos no período antecedente ao Plano Cruzado, implicando numa curva LM menos inclinada, o que reduz a eficácia da política monetária. Constatou-se instabilidade na função demanda por moeda devido à inadequada forma funcional da equação de demanda. Para todas as equações estimadas por MQO, a forma linear é rejeitada contra a forma logarítmica, apesar de outras formas poderem ser melhores.

Quadro 20 – Grupo 8 – Oferta e Demanda de Moeda

ANEXO B - Dados utilizados e resultados complementares dos testes de Raiz Unitária, regressões e VAR

Tabela 7 - Dados utilizados nas estimativas empíricas – 2º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

(continua)

Período	<i>cdi</i>	π^e	<i>e</i>	<i>de</i>	<i>de*</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>ln B0</i>	<i>ln M1</i>	<i>R3</i>	<i>MPD</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>	<i>ext*</i>	<i>ext</i>	<i>PJD</i>	<i>PJD*</i>	<i>ca</i>
1990:2	0,20	0,35	0,00	1,08	0,26	-2,24	4,43	-1,26	-0,91	0,32	0,09			0,29	1,10			1,72
1990:3	0,51	0,40	0,00	0,36	0,43	-2,24	4,48	-1,21	-0,71	0,38	0,09			0,45	0,38			-0,45
1990:4	0,97	0,50	0,00	0,74	0,42	-2,24	4,44	-0,84	-0,35	0,38	0,09			0,44	0,76			-2,34
1991:1	0,48	0,53	0,00	0,73	0,22	0,95	4,48	-0,47	0,08	0,38	2,20		40,12	0,23	0,75		0,63	0,04
1991:2	0,40	0,24	0,00	0,28	0,27	1,09	4,47	-0,20	0,36	0,38	2,57		39,10	0,29	0,29		0,68	0,98
1991:3	0,58	0,44	0,00	0,37	0,51	1,15	4,47	0,04	0,65	0,38	2,77		35,18	0,52	0,39		0,87	-1,48
1991:4	1,18	0,69	0,00	1,02	0,49	1,08	4,45	0,55	1,07	0,38	2,63		36,84	0,50	1,03		0,87	-0,95
1992:1	1,11	0,72	0,00	0,97	0,44	2,66	4,44	0,99	1,53	0,38	12,89		37,67	0,45	0,98		0,82	1,25
1992:2	0,89	0,65	0,00	0,78	0,44	2,71	4,46	1,50	2,05	0,38	13,68		37,60	0,45	0,79		0,83	2,44
1992:3	1,03	0,69	0,00	0,79	0,48	2,75	4,47	2,03	2,64	0,40	14,31		37,09	0,49	0,80		0,86	0,45
1992:4	1,04	0,73	0,00	0,92	0,50	2,72	4,49	2,86	3,36	0,40	13,85		36,93	0,51	0,93		0,87	1,97
1993:1	1,13	0,83	0,01	0,98	0,52	5,06	4,49	3,35	3,91	0,40	145,30		36,43	0,53	0,99		0,90	-0,17
1993:2	1,25	0,86	0,01	1,09	0,56	5,13	4,50	3,98	4,65	0,40	156,90		35,06	0,56	1,10		0,92	0,10
1993:3	1,46	0,99	0,03	1,25	0,60	5,17	4,52	4,72	5,36	0,40	165,81		33,49	0,61	1,26		0,94	-0,14
1993:4	1,69	1,06	0,08	1,48	0,63	5,14	4,53	5,82	6,36	0,40	158,49		32,80	0,64	1,49		0,96	-0,47
1994:1	1,98	1,24	0,21	1,69	0,66	8,14	4,52	6,67	7,31	0,40	3.153,08		32,34	0,67	1,70		0,99	0,33
1994:2	2,21	1,34	0,61	1,92	0,33	8,20	4,52	7,76	8,48	0,70	3.367,47		33,31	0,34	1,93		0,67	0,99
1994:3	0,15	0,10	0,90	0,49	-0,06	8,27	4,57	9,20	9,48	0,70	3.511,12		31,69	-0,05	0,50		0,27	1,98
1994:4	0,12	0,07	0,85	-0,06	0,02	8,28	4,62	9,59	9,86	0,70	3.396,21		29,94	0,03	-0,04		0,33	-5,11
1995:1	0,12	0,04	0,86	0,02	0,05	11,39	4,62	9,68	9,82	0,70	78.380,61	1,17	29,23	0,07	0,03	1,24	0,36	-5,63
1995:2	0,13	0,07	0,91	0,05	0,04	11,42	4,61	9,54	9,74	0,70	82.061,87	1,10	28,45	0,05	0,07	1,15	0,34	-6,56
1995:3	0,11	0,04	0,94	0,04	0,02	11,44	4,59	9,60	9,81	0,83	83.686,22	1,00	29,18	0,04	0,05	1,04	0,33	-2,34
1995:4	0,09	0,04	0,96	0,02	0,02	11,42	4,60	9,77	10,06	0,83	80.194,64	1,01	29,44	0,03	0,04	1,04	0,33	-3,85
1996:1	0,07	0,03	0,98	0,02	0,02	12,04	4,61	9,83	10,05	0,83	147.652,16	0,78	28,05	0,03	0,03	0,81	0,31	-3,44
1996:2	0,06	0,04	1,00	0,02	0,02	12,09	4,62	9,68	10,05	0,83	157.526,37	0,78	29,30	0,03	0,03	0,81	0,32	-4,21
1996:3	0,06	0,02	1,01	0,02	0,02	12,16	4,65	9,82	10,08	0,81	169.120,84	0,67	30,31	0,03	0,03	0,70	0,33	-5,78
1996:4	0,06	0,01	1,03	0,02	0,02	12,12	4,63	9,74	10,16	0,79	164.251,51	0,58	30,74	0,03	0,03	0,61	0,34	-10,07
1997:1	0,05	0,02	1,05	0,02	0,02	12,23	4,65	10,01	10,48	0,75	170.704,23	0,46	30,59	0,03	0,03	0,49	0,34	-4,66
1997:2	0,05	0,02	1,07	0,02	0,02	12,29	4,66	10,11	10,52	0,75	183.780,97	0,45	30,24	0,03	0,03	0,49	0,33	-7,77
1997:3	0,05	0,00	1,09	0,02	0,02	12,33	4,67	10,07	10,53	0,75	190.807,50	0,41	29,92	0,03	0,03	0,44	0,33	-7,20
1997:4	0,08	0,01	1,11	0,02	0,02	12,31	4,67	10,20	10,65	0,75	185.609,47	0,56	30,92	0,03	0,03	0,59	0,34	-10,82
1998:1	0,07	0,02	1,13	0,02	0,02	12,31	4,65	10,30	10,66	0,75	180.997,35	0,54	33,02	0,03	0,03	0,58	0,36	-6,11
1998:2	0,05	0,01	1,15	0,02	0,02	12,38	4,67	10,40	10,67	0,75	197.568,60	0,57	34,18	0,03	0,03	0,60	0,38	-7,35

Fontes: IPEA (2007), BACEN (2007) e cálculos da autora.

Tabela 7 - Dados utilizados nas estimativas empíricas – 2º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Período	(conclusão)																	
	<i>cdi</i>	π^e	<i>e</i>	<i>de</i>	<i>de*</i>	<i>ln y</i>	<i>ln y*</i>	<i>ln B0</i>	<i>ln M1</i>	<i>R3</i>	<i>MPD</i>	<i>D</i>	<i>Div</i>	<i>ext*</i>	<i>ext</i>	<i>PJD</i>	<i>PJD*</i>	<i>ca</i>
1998:3	0,06	-0,01	1,17	0,02	0,02	12,40	4,67	10,42	10,69	0,75	200.258,35	0,91	35,96	0,03	0,03	0,94	0,39	-8,66
1998:4	0,08	0,00	1,20	0,02	0,32	12,37	4,65	10,53	10,75	0,75	191.742,67	1,06	38,36	0,34	0,03	1,40	0,72	-11,31
1999:1	0,08	0,03	1,77	0,48	-0,03	12,36	4,65	10,55	10,77	0,75	187.248,37	1,19	46,04	-0,02	0,49	1,17	0,44	-5,49
1999:2	0,06	0,01	1,71	-0,03	0,08	12,42	4,66	10,51	10,71	0,75	205.468,50	0,92	44,65	0,09	-0,02	1,01	0,54	-7,11
1999:3	0,05	0,02	1,86	0,08	0,03	12,43	4,66	10,52	10,77	0,65	206.118,27	1,02	46,04	0,04	0,10	1,07	0,50	-4,93
1999:4	0,04	0,03	1,91	0,03	-0,08	12,43	4,68	10,61	10,90	0,65	203.855,55	0,82	45,20	-0,06	0,04	0,75	0,39	-7,80
2000:1	0,04	0,01	1,77	-0,07	0,02	12,49	4,69	10,62	10,91	0,65	211.080,61	0,67	45,32	0,03	-0,06	0,70	0,48	-3,99
2000:2	0,04	0,01	1,80	0,02	0,01	12,54	4,70	10,47	10,89	0,55	226.899,85	0,76	46,30	0,02	0,03	0,79	0,49	-6,99
2000:3	0,04	0,03	1,82	0,01	0,06	12,56	4,71	10,54	10,96	0,45	229.379,15	0,70	44,96	0,08	0,02	0,77	0,53	-4,36
2000:4	0,04	0,01	1,93	0,06	0,04	12,56	4,72	10,65	11,10	0,45	225.149,59	0,77	45,39	0,06	0,08	0,83	0,51	-8,88
2001:1	0,04	0,01	2,02	0,04	0,12	12,58	4,72	10,69	11,11	0,45	227.586,46	0,73	45,84	0,13	0,06	0,86	0,59	-6,67
2001:2	0,04	0,02	2,29	0,14	0,10	12,62	4,72	10,63	11,10	0,45	240.919,08	0,83	46,92	0,11	0,15	0,94	0,58	-6,67
2001:3	0,04	0,02	2,55	0,11	0,00	12,62	4,71	10,67	11,12	0,45	239.051,35	1,01	49,16	0,01	0,12	1,02	0,50	-4,09
2001:4	0,04	0,02	2,55	0,00	-0,07	12,61	4,71	10,77	11,21	0,45	235.553,20	1,03	48,83	-0,06	0,01	0,96	0,42	-5,78
2002:1	0,04	0,01	2,38	-0,07	0,05	12,67	4,72	10,80	11,21	0,45	247.882,09	0,80	49,77	0,05	-0,06	0,85	0,55	-3,25
2002:2	0,04	0,01	2,50	0,05	0,20	12,72	4,74	10,81	11,24	0,45	266.725,41	1,00	50,33	0,20	0,06	1,20	0,71	-5,15
2002:3	0,04	0,03	3,13	0,25	0,15	12,74	4,75	10,93	11,36	0,45	263.151,51	1,75	54,11	0,15	0,25	1,91	0,69	1,00
2002:4	0,05	0,06	3,67	0,17	-0,05	12,74	4,76	11,08	11,47	0,45	259.293,01	1,78	51,11	-0,05	0,18	1,74	0,46	-0,24
2003:1	0,06	0,05	3,49	-0,05	-0,17	12,79	4,75	11,10	11,41	0,60	276.554,82	1,26	50,46	-0,17	-0,05	1,10	0,34	0,16
2003:2	0,06	0,01	2,99	-0,14	-0,02	12,83	4,74	11,09	11,34	0,60	299.219,95	0,83	49,51	-0,01	-0,14	0,82	0,48	0,43
2003:3	0,06	0,01	2,94	-0,02	-0,01	12,85	4,76	11,02	11,35	0,45	305.008,54	0,75	52,55	-0,01	-0,01	0,74	0,52	3,32
2003:4	0,04	0,01	2,90	-0,01	0,00	12,85	4,77	11,07	11,47	0,45	301.479,78	0,59	52,40	0,00	-0,01	0,59	0,53	0,26
2004:1	0,04	0,02	2,90	0,00	0,05	12,97	4,80	11,11	11,50	0,45	335.778,38	0,55	51,33	0,05	0,00	0,60	0,57	1,64
2004:2	0,04	0,02	3,05	0,05	-0,02	13,03	4,82	11,11	11,52	0,45	363.310,84	0,67	49,46	-0,02	0,06	0,65	0,48	2,74
2004:3	0,04	0,02	2,98	-0,02	-0,07	13,03	4,81	11,19	11,57	0,45	355.316,52	0,56	47,52	-0,06	-0,02	0,50	0,41	5,29
2004:4	0,04	0,02	2,79	-0,06	-0,05	13,03	4,82	11,27	11,67	0,45	351.974,02	0,45	46,82	-0,04	-0,06	0,41	0,43	2,01
2005:1	0,04	0,02	2,67	-0,04	-0,07	13,08	4,83	11,29	11,68	0,45	364.562,46	0,38	46,68	-0,07	-0,04	0,31	0,40	2,66
2005:2	0,05	0,01	2,48	-0,07	-0,06	13,14	4,84	11,27	11,66	0,45	399.077,04	0,39	46,33	-0,05	-0,06	0,34	0,41	2,60
2005:3	0,05	0,01	2,34	-0,06	-0,04	13,13	4,84	11,29	11,67	0,45	396.276,71	0,37	46,93	-0,03	-0,05	0,34	0,44	5,76
2005:4	0,04	0,02	2,25	-0,04	-0,03	13,14	4,85	11,40	11,78	0,45	391.444,16	0,32	46,32	-0,01	-0,03	0,30	0,45	3,18
2006:1	0,04	0,01	2,20	-0,02	0,00	13,19	4,86	11,43	11,77	0,45	406.237,36	0,20	46,64	0,01	-0,01	0,21	0,47	1,53
2006:2	0,04	0,00	2,19	0,00	-0,01	13,23	4,86	11,41	11,78	0,45	427.272,16	0,21	45,73	0,01	0,01	0,22	0,46	1,17
2006:3	0,04	0,00	2,17	-0,01	-0,01	13,25	4,89	11,50	11,83	0,40	435.638,70	0,12	45,14	0,00	0,01	0,13	0,46	7,44
2006:4	0,03	0,01	2,15	-0,01	-0,01	13,25	4,89	11,60	11,96	0,40	426.686,03	0,12	44,61	0,01	0,00	0,13	0,45	3,26

Fontes: IPEA (2007), BACEN (2007) e cálculos da autora.

Resultados dos testes de raiz unitária de Dickey Pantula – DP e Dickey-Fuller - DF/ADF⁵³

DP:	$\Delta^2 cdi_t = -1,0806\Delta cdi_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-13,8148*)	
	$\Delta^2 cdi_t = -1,0632\Delta cdi_{t-1} - 0,1083cdi_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-13,7533*)	(-1,8719***)
ADF:	$\Delta cdi_t = -0,34085cdi_{t-1} + \varepsilon_t$ ou $cdi_t = 0,65919cdi_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-5,1459*)	(9,9534*)

Quadro 20 - Taxa de juros CDI

DP:	$\Delta^2 \pi_t^e = -1,0263\Delta \pi_{t-1}^e + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-14,2988*)	
	$\Delta^2 \pi_t^e = -1,0229\Delta \pi_{t-1}^e - 0,0938\pi_{t-1}^e + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-14,5040*)	(-1,8322***)
ADF:	$\Delta \pi_t^e = -0,3412\pi_{t-1}^e + \varepsilon_t$ ou $\pi_t^e = 0,6588\pi_{t-1}^e + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-5,6905*)	(10,9882*)

Quadro 21 - Taxa de inflação esperada - IPCA observado

DP:	$\Delta^2 \ln B0_t = -0,3001\Delta \ln B0_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(-4,2301*)	
	$\Delta^2 \ln B0_t = 0,2553 - 0,5056\Delta \ln B0_{t-1} - 0,0198 \ln B0_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(2,9135**)	(-5,3049*) (-2,3817)
ADF:	$\Delta \ln B0_t = 0,2553 - 0,0198 \ln B0_{t-1} + 0,4944\Delta \ln B0_{t-1} + \varepsilon_t$	
Estatística t:	(2,9135**)	(-2,3817) (5,1869*)

Quadro 22 - Base Monetária

⁵³ Cálculos feitos pela autora.

Define-se: *Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

DP:	$\Delta^2 R3_t = -0,9414\Delta R3_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-7,6029*)
	$\Delta^2 R3_t = -0,9391\Delta R3_{t-1} - 0,0035R3_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-7,5169*) (-0,2940)
ADF:	$\Delta R3_t = -0,0031R3_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-0,2676)

Quadro 23 - Alíquota de compulsório sobre os depósitos à vista dos bancos (R3)

DP:	$\Delta^2 \ln y^*_t = 0,0093 - 1,3416\Delta \ln y^*_{t-1} + 0,3413\Delta^2 \ln y^*_{t-1} + 0,2838\Delta^2 \ln y^*_{t-2} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(4,2832*) (-6,5648*) (2,0228**) (2,6509**)
	$\Delta^2 \ln y^*_t = 1,2156 + 0,0018t - 0,2737\ln y^*_{t-1} - 0,7584\Delta \ln y^*_{t-1} - 0,2069\Delta^2 \ln y^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(3,0547**) (3,1338**) (-3,0449***) (-3,8025*) (-1,8223***)
ADF:	$\Delta \ln y^*_t = 1,3221 + 0,0020t - 0,2975\ln y^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(3,4562**) (3,5470*) (-3,4483**)

Quadro 24 - Índice Encadeado Dessazonalizado do PIB (em logaritmo natural)

DP:	$\Delta^2 MPD_t = 4,4905 - 0,6079\Delta MPD_{t-1} - 0,3814\Delta^2 MPD_{t-1} - 0,5051\Delta^2 MPD_{t-2} - 0,5899\Delta^2 MPD_{t-3} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(1,9532) (-2,4378***) (-1,8665***) (-3,2544*) (-5,4702*)
	$\Delta^2 MPD_t = -12,14 + 1,35t - 0,18MPD_{t-1} - 0,33\Delta MPD_{t-1} - 0,56\Delta^2 MPD_{t-1} - 0,59\Delta^2 MPD_{t-2} - 0,62\Delta^2 MPD_{t-3} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-2,01) (3,13**) (-3,11***) (-1,24) (-2,66*) (-3,85*) (-6,01*)
ADF:	$\Delta^2 MPD_t = -10,78 + 1,35t - 0,19MPD_{t-1} + 0,11\Delta MPD_{t-1} - 0,03\Delta MPD_{t-2} - 0,03\Delta MPD_{t-3} + 0,62\Delta MPD_{t-4} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-1,90) (3,13**) (-3,11***) (1,04) (-0,32) (-0,32) (6,01*)

Quadro 25 - Variável MPD (combinação entre PIB e M1 deflacionados)

DP:	$\Delta^2 ext_t = -1,1742\Delta ext_{t-1} + 0,2406\Delta^2 ext_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-9,0129*) (2,6743*)
	$\Delta^2 ext_t = -0,1073\Delta ext_{t-1} - 1,1281\Delta ext_{t-1} + 0,2317\Delta^2 ext_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-1,9492***) (-8,7017*) (2,6284*)
ADF:	$\Delta ext_t = -0,1419ext_{t-1} + 0,1611\Delta ext_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-2,5583*) (1,7700***)

Quadro 26 - Variáveis externas (taxa de juros internacional + variação cambial entre t e t-1 = ext)

DP:	$\Delta^2 ext^*_t = -1,3176ext^*_{t-1} + 0,2396\Delta^2 ext^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-7,5204^*) \quad (2,0679^*)$
	$\Delta^2 ext^*_t = -0,1046ext^*_{t-1} - 1,2377\Delta ext^*_{t-1} + 0,2099\Delta^2 ext^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-1,9719^{***}) \quad (-7,0306^*) \quad (1,8360^{***})$
ADF:	$\Delta ext^*_t = -0,1278ext^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(2,4777^*)$

Quadro 27 - Variáveis externas

DP:	$\Delta^2 D_t = -0,9822\Delta D_{t-1} + 0,3028\Delta^2 D_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-5,5251^*) \quad (2,0862^{**})$
	$\Delta^2 D_t = -0,0419D_{t-1} - 0,9650\Delta D_{t-1} + 0,2882\Delta^2 D_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-1,2466) \quad (-5,5465^*) \quad (1,9922^{**})$
ADF:	$\Delta D_t = -0,0419D_{t-1} + 0,3233\Delta D_{t-1} - 0,2882\Delta D_{t-2} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-1,2466) \quad (2,2435^{**}) \quad (-1,9922^{**})$

Quadro 28 - Spread do C-Bond (a partir de 1995)

DP:	$\Delta^2 Div_t = -0,8960\Delta D_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(-7,0515^*)$
	$\Delta^2 Div_t = 0,0001Div_{t-1} - 0,8979\Delta Div_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(0,2067) \quad (-6,9932^*)$
ADF:	$\Delta Div_t = 0,0010Div_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	$(0,1889)$

Quadro 29 - Razão entre Dívida Líquida do Setor Público e PIB (a partir de 1991)

DP:	$\Delta^2 PJD_t = -0,9733\Delta D_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-7,6148*)
	$\Delta^3 PJD_t = -0,0245PJD_{t-1} - 0,9645\Delta PJD_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-1,0172) (-7,5298*)
ADF:	$\Delta PJD_t = -0,0223PJD_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-0,9463)

Quadro 30 - Paridade de Juros a Descoberto usando variação cambial entre t e $t-1$

DP:	$\Delta^2 PJD^*_t = -1,0025\Delta PJD^*_{t-1} + 0,3889\Delta^2 PJD^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-5,9692*) (2,7746*)
	$\Delta^3 PJD^*_t = -0,0405PJD^*_{t-1} - 0,9853\Delta PJD^*_{t-1} + 0,3736\Delta^2 PJD^*_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-1,2460) (-5,8842*) (2,6720**)
ADF:	$\Delta PJD^*_t = -0,0405PJD^*_{t-1} + 0,3883\Delta PJD^*_{t-1} - 0,3736\Delta PJD^*_{t-2} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-1,2460) (2,7888*) (-2,6720*)

Quadro 31 - Paridade de Juros a Descoberto usando variação cambial entre t e $t+1$

DP:	$\Delta^2 e_t = -0,8022\Delta e_{t-1} - 0,2926\Delta^2 e_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-5,9757*) (2,4381*)
	$\Delta^3 e_t = 0,0044e_{t-1} - 0,8143\Delta e_{t-1} + 0,2999\Delta^2 e_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(0,3971) (-5,8787*) (2,4441**)
ADF:	$\Delta e_t = 0,0044e_{t-1} + 0,4857\Delta e_{t-1} - 0,2999\Delta e_{t-2} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(0,3971) (3,9860*) (-2,4441)

Quadro 32 - Taxa de câmbio

DP:	$\Delta^2 ca_t = -1,4911\Delta ca_{t-1} + 0,1277\Delta^2 ca_{t-1} - 0,0544\Delta^3 ca_{t-2} - 0,3715\Delta^4 ca_{t-3} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-3,9864*) (0,4308) (-0,2500) (-3,0256*)
	$\Delta^3 ca_t = -0,0529ca_{t-1} - 1,3754\Delta ca_{t-1} + 0,0572\Delta^2 ca_{t-1} - 0,0933\Delta^3 ca_{t-2} - 0,3854\Delta^4 ca_{t-3} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-0,9551) (-3,4959*) (0,1872) (-0,4209) (-3,1149*)
ADF:	$\Delta ca_t = -0,0529ca_{t-1} - 0,3182\Delta ca_{t-1} - 0,1505\Delta ca_{t-2} - 0,2914\Delta ca_{t-3} + 0,3854\Delta ca_{t-4} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-0,9591) (-2,4682**) (-1,1493) (-2,2506**) (3,1149*)

Quadro 33 - Saldo em Transações Correntes do Balanço de Pagamentos

Teste de raiz unitária com quebra estrutural

	$cdi_t = 0,8948 + 0,0250t - 1,2605DU_t - 0,0262DT_{t-1} + v_t$			
Estatística t:	(5,3451*)	(1,5757)	(-6,2817*)	(1,6034)
	$\Delta \tilde{v}_t = -0,8450\tilde{v}_{t-1} + 0,4943D(T)_t + 0,4943\Delta \tilde{v}_{t-1} - 0,1340D(T)_{t-1} + \varepsilon_t$			
Estatística t:	(-5,2784*)	(1,5978)	(1,4143)	(-0,4986)
Sem a variável pulso:				
	$\Delta \tilde{v}_t = -0,9101\tilde{v}_{t-1} + 0,0758\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t$			
Estatística t:	(-6,1175*)	(0,9298)		

Quadro 34 - Aplicação do teste de raiz unitária com quebra estrutural para a taxa de juros CDI

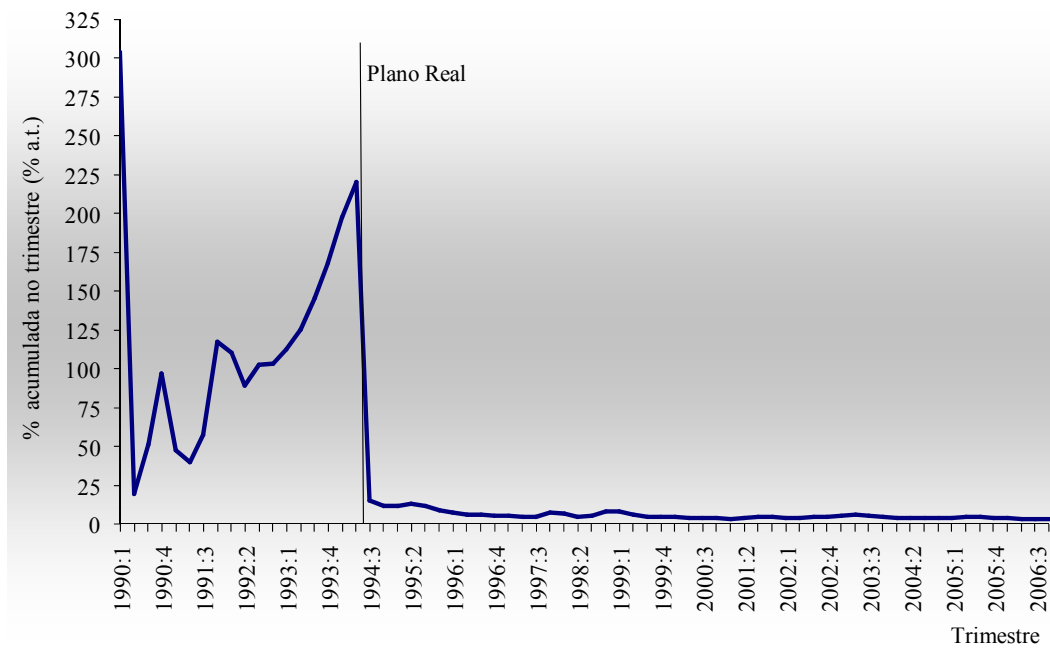


Figura 21 – Taxa de juros CDI (em % ao trimestre) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007)

Os resultados da primeira equação mostram que a série é estacionária com mudança no nível e na inclinação da tendência, mas o coeficiente da variável $D(T)$ não é significativo. Retirada essa variável a série continua estacionária em nível.

O mesmo procedimento foi feito para a taxa de inflação IPCA, variável esta que foi alvo da política econômica que provocou a quebra estrutural. Novamente, como se pode observar

na Figura 22, essa série sofreu mudança de intercepto e de tendência e foram obtidos os seguintes resultados:

	$\pi_t^e = 0,7084 + 0,0067t - 0,7971DU_t - 0,0072DT_t + v_t$
Estatística t:	(6,2579*) (0,6257) (-5,8839*) (-0,9467)
	$\Delta \tilde{v}_t = -0,6365\tilde{v}_{t-1} + 0,1028D(T)_t + 0,4319\Delta \tilde{v}_{t-1} - 0,0819D(T)_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-4,3903**) (1,2447) (2,2937**) (-0,5048)
Sem a variável pulso:	
	$\Delta \tilde{v}_t = -0,7443\tilde{v}_{t-1} - 0,0369\Delta \tilde{v}_{t-1} + \varepsilon_t$
Estatística t:	(-5,4097*) (0,4918)

Quadro 35 – Teste de raiz unitária com quebra estrutural para a taxa de inflação

O teste ADF mostra que a série de inflação IPCA é estacionária em nível com quebra estrutural após o Plano Real.

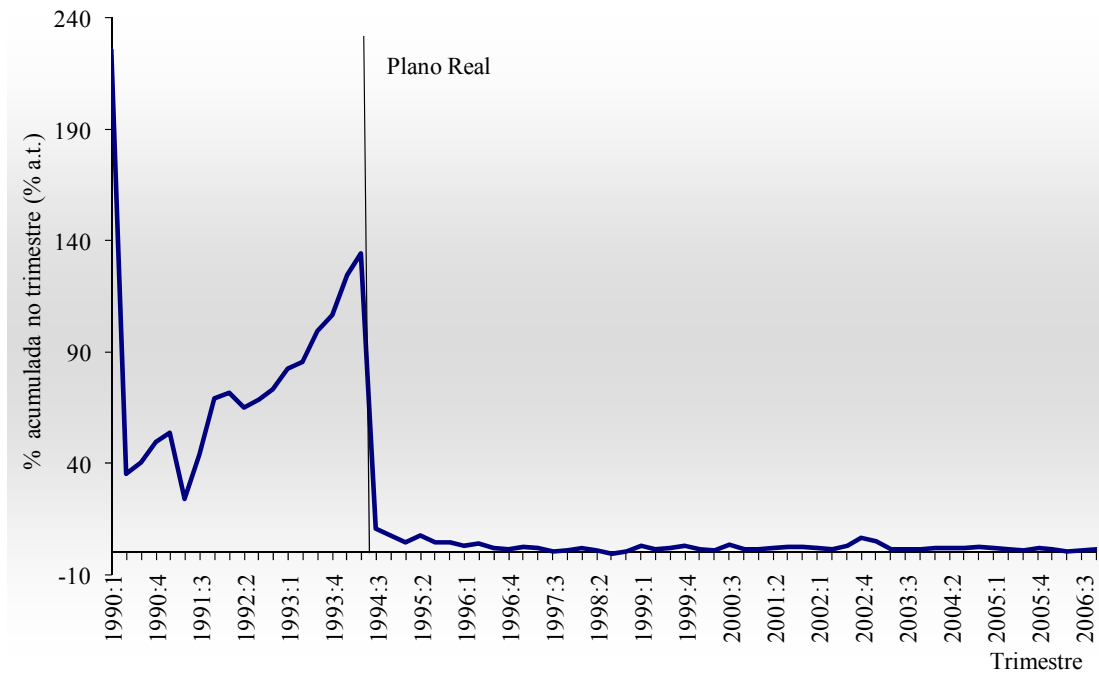


Figura 22 – Taxa de Inflação IPCA (em % acumulada no trimestre) – 1º trimestre de 1990 a 4º trimestre de 2006

Fonte: BACEN (2007)

Análise de Regressão

	1. Equação (4.18)		2. Equação (4.18.1) sem risco de default		3. Equação (4.18) sem risco de default e com MPD		4. Equação (4.18.1) sem risco de default com MPD		5. Equação (4.18) com risco de default (PJD*)		6. Equação (4.18.1) com risco de default (PJD*)		7. Equação (4.18.1) com risco de default (PJD*) e MPD		8. Equação (4.18.1) com risco de default (PJD)		9. Equação (4.18.1) com risco de default (PJD) e MPD		10. Equação (4.20) com risco de default (PJD*) e Política Monetária		11. Equação (4.20) com risco de default (PJD) e Política Monetária		
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	
Constante	-0,084	0,689	0,650	0,532	0,080	0,065	-0,146	0,004	-0,087	0,574	0,668	0,408	-0,096	0,106	0,322	0,431	0,087	0,000	-0,248	0,002	-0,021	0,833	
π^e_t	0,687	0,000	1,522	0,000	0,614	0,000	1,634	0,000	0,706	0,000	1,544	0,000	1,636	0,000	0,386	0,038	0,364	0,046	1,560	0,000	0,584	0,000	
$\ln MI_{t-1}$	-0,009	0,527	0,022	0,004					-0,012	0,265	0,023	0,001			-0,016	0,277							
$\ln y_t^*$	0,029	0,388	-0,178	0,439					0,028	0,256	-0,187	0,297			-0,020	0,851							
MPD_t					0,048	0,682	0,309	0,034			0,073	0,333	0,245	0,038	0,007	0,396	-0,141	0,071					
ext_t^*	0,241	0,027	0,143	0,169	0,238	0,027	0,088	0,408			-0,029	0,513			-0,014	0,127							
PJD_t^*									0,139	0,056	-0,035	0,199	-0,012	0,880	0,011	0,220	0,001	0,942	0,118	0,138			
PJD_t																						0,009	0,199
$\ln B0_{t-1}$																			0,016	0,001	0,004	0,600	
$R3_t$																			0,142	0,129	0,042	0,123	
DR_t	0,089	0,659	-0,022	0,703	-0,042	0,352	0,122	0,003	0,086	0,562			0,092	0,010			-0,016	0,031	-0,022	0,572			
DC_t	-0,012	0,629	-0,019	0,527	-0,022	0,472	-0,047	0,145	-0,036	0,067			-0,043	0,137			0,015	0,124	-0,017	0,582	-0,019	0,041	
DEL_t																					-0,002	0,847	
R ²	0,983		0,983		0,983		0,981		0,992		0,990		0,988		0,684		0,686		0,990		0,680		
R ² ajust.	0,982		0,981		0,982		0,979		0,991		0,989		0,987		0,638		0,649		0,989		0,633		
Teste de White	17,348	0,000	6,759	0,000	3,495	0,001	6,571	0,000	19,334	0,000	10,155	0,000	5,571	0,000	6,316	0,000	6,778	0,000	8,775	0,000	7,843	0,000	
Teste de Breusch-Pagan	3,784	0,057	3,603	0,063	2,391	0,127	3,350	0,072	0,629	0,431	0,033	0,857	0,062	0,805	30,005	0,000	27,892	0,000	0,119	0,731	22,915	0,000	
Período	1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1990:2-2006:4		1991:1-2006:4		1991:1-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4		
Nº de Observações	67		67		67		67		64		64		64		48		48		64		48		
Teste Q:																							
Q(1)	3,738	0,053	3,792	0,052	2,710	0,100	4,012	0,045	0,537	0,464	0,039	0,843	0,158	0,691	20,504	0,000	19,687	0,000	0,140	0,709	17,201	0,000	
Q(2)	3,893	0,143	4,320	0,115	3,227	0,199	4,465	0,107	2,311	0,315	2,917	0,233	2,296	0,317	21,417	0,000	20,507	0,000	3,378	0,185	17,493	0,000	
Q(3)	4,296	0,231	4,356	0,225	3,367	0,338	4,994	0,172	6,031	0,110	5,345	0,148	4,121	0,249	22,181	0,000	20,987	0,000	6,022	0,111	19,427	0,000	
Q(4)	4,301	0,367	4,720	0,317	3,450	0,486	5,515	0,238	9,059	0,060	11,016	0,026	6,082	0,193	22,680	0,000	21,054	0,000	12,790	0,012	20,166	0,000	
Q(5)	4,783	0,443	4,755	0,446	3,912	0,562	5,596	0,348	9,069	0,106	11,876	0,037	6,086	0,298	23,222	0,000	21,171	0,001	13,967	0,016	20,507	0,001	
Q(6)	10,894	0,092	10,839	0,093	10,975	0,089	9,966	0,126	10,752	0,096	14,791	0,022	6,787	0,341	26,392	0,000	23,469	0,001	17,575	0,007	21,765	0,001	
Q(7)	11,197	0,130	11,418	0,121	11,421	0,121	10,123	0,182	10,993	0,139	15,604	0,029	6,834	0,446	33,767	0,000	29,939	0,000	18,800	0,009	25,720	0,001	
Q(8)	11,324	0,184	11,426	0,179	11,519	0,174	10,357	0,241	12,560	0,128	16,032	0,042	7,895	0,444	39,164	0,000	35,605	0,000	19,326	0,013	29,206	0,000	

Quadro 36 – Regressões originais estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários para a taxa de juros nominal CDI

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

	1. Modelo (4.19), com cdi_t e cdi_{t-1} e sem risco de default		2. Modelo (4.19), com Div_t , Div_{t-1} medindo risco de default		3. Equivalente ao Modelo 1, iniciando em 1995		4. Modelo (4.19) com risco de default, com D_t e D_{t-1}		5. Equivalente ao Modelo 4, sem D_{t-1}		6. Modelo (4.19) usando de^* sem risco de default		7. Modelo (4.19) usando de^* com risco de default	
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
Constante	-1,568	0,162	2,265	0,076	-1,263	0,525	1,699	0,341	-0,692	0,721	-0,973	0,298	-4,292	0,035
ca_t					-0,013	0,018					-0,007	0,029	-0,005	0,316
ca_{t-1}	-0,016	0,017	0,002	0,624							-0,004	0,260		
ca_{t-2}							-0,005	0,367	-0,007	0,172				
$\ln y_t^*$	0,351	0,162	-0,529	0,063	0,239	0,564			0,123	0,765	0,266	0,208	0,915	0,035
$\ln y_{t-4}^*$							-0,388	0,307						
cdi_t	0,604	0,000	0,921	0,000	0,867	0,552	0,951	0,242	0,296	0,746	0,044	0,187		
cdi_{t-1}	0,288	0,000			0,412	0,779								
cdi_{t+1}											0,182	0,000	-0,248	0,767
Div_t			0,025	0,005										
Div_{t-1}			-0,024	0,008					0,111	0,037				
D_t							0,288	0,000					0,096	0,052
D_{t-1}							-0,258	0,000						
DR_t	-0,207	0,006	0,131	0,227							-0,307	0,000		
DC_t	0,060	0,089	0,061	0,500	0,070	0,087	0,080	0,064	0,018	0,698	-0,008	0,788	-0,075	0,125
DEL_t							0,029	0,591	0,008	0,899			-0,100	0,119
R ²	0,975		0,969		0,269		0,544		0,344		0,921		0,293	
R ² ajustado	0,973		0,965		0,182		0,462		0,248		0,911		0,187	
Teste de White	2,881	0,006	2,414	0,015	4,195	0,001	2,056	0,049	2,619	0,016	0,943	0,513	4,035	0,001
Teste de Breusch-Pagan	0,035	0,852	0,044	0,834	0,014	0,907	0,172	0,681	0,208	0,651	0,504	0,481	0,003	0,958
Período	1990:2-2006:4		1991:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4		1995:1-2006:4	
Nº de Observações	67		64		48		48		48		48		48	
Teste Q:														
Q(1)	0,028	0,867	0,027	0,870	0,022	0,883	0,231	0,631	0,286	0,593	0,566	0,452	0,003	0,955
Q(2)	2,046	0,360	1,703	0,427	1,286	0,526	1,144	0,564	0,469	0,791	3,285	0,193	3,425	0,180
Q(3)	2,920	0,404	3,903	0,272	4,030	0,258	1,324	0,724	1,999	0,573	6,102	0,107	7,240	0,065
Q(4)	4,822	0,306	7,690	0,104	6,802	0,147	2,785	0,594	2,862	0,581	8,733	0,068	8,867	0,065
Q(5)	5,149	0,398	7,695	0,174	7,305	0,199	6,086	0,298	2,899	0,716	9,242	0,100	11,352	0,045
Q(6)	5,274	0,509	11,310	0,079	7,306	0,294	8,153	0,227	4,048	0,670	9,245	0,160	11,399	0,077
Q(7)	5,441	0,606	11,941	0,103	7,999	0,333	8,163	0,318	4,068	0,772	9,397	0,225	11,693	0,111
Q(8)	5,693	0,682	13,176	0,106	8,375	0,398	8,499	0,386	4,069	0,851	9,799	0,279	11,877	0,157

Quadro 37 – Regressões originais estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários para a variação da taxa de câmbio

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

$$de_t^* = -2,8250 + 2,36(10^{-7})ca_t + 0,6059y_t^* + 0,0589D_t - 0,0323DC_t - 0,1283DEL_t$$

$$(-2,7959^{**}) (0,1436) (2,8396^*) (1,7559^{***}) (-1,2961) (-4,6891^*)$$

$$R^2 = 0,5977 \quad R^2 \text{ ajustado} = 0,5498$$

Teste de heteroscedasticidade - Estatística F: 1,3135

Teste de Autocorrelação dos Resíduos (primeira ordem) - Estatística F: 3,2567**

Teste Q-Ljung-Box:

$$Q(1) = 3,42^{***} \quad Q(2) = 3,86 \quad Q(3) = 5,55 \quad Q(4) = 8,09^{***} \quad Q(5) = 8,14 \quad Q(6) = 8,45$$

$$Q(7) = 9,80 \quad Q(8) = 10,51 \quad Q(9) = 13,59 \quad Q(10) = 13,84 \quad Q(11) = 13,84 \quad Q(12) = 14,03$$

Quadro 38 - Regressão para taxa de variação esperada da taxa de câmbio excluindo a taxa de juros

Análise VAR

Resultados para o modelo de determinação da taxa de juros (VAR 1 e VAR 2)

Tabela 8 – Critérios de Informação para modelo de juros sem risco de *default* (VAR 1)⁵⁴

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	2,66(10 ⁻⁹)	-8,3951	-7,98688	-8,23454
1	238,9233	6,22(10 ⁻¹¹)	-12,1536	-11,2011*	-11,7790
2	38,3041	5,00(10 ⁻¹¹)	-12,3823	-10,8855	-11,7936*
3	32,5902*	4,31(10 ⁻¹¹)*	-12,5534	-10,5123	-11,7506
4	23,70153	4,35(10 ⁻¹¹)	-12,5841*	-9,9987	-11,5673

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Tabela 9 – Critérios de Informação para modelo de juros com risco de *default* (VAR 2)

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	9,99(10 ⁻¹³)	-16,2818	-15,7952	-16,1013
1	171,7310*	2,01(10 ⁻¹⁴)	-20,1959	-19,0605*	-19,7748*
2	25,0261	2,02(10 ⁻¹⁴)*	-20,2270	-18,4428	-19,5653
3	25,1175	1,88(10 ⁻¹⁴)	-20,3658	-17,9328	-19,4635
4	25,3091	1,61(10 ⁻¹⁴)	-20,6509*	-17,5691	-19,5080

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Com isso, escolhendo o menor número de defasagens apontado por um dos critérios acima (no caso, uma defasagem para ambos VAR 1 e VAR 2), os resultados do correlograma dos

⁵⁴ Os valores com asterisco (*) mostra a defasagem escolhida pelo critério de informação. Os valores em negrito justificam a escolha da autora do número de defasagens utilizado para estimativa do VAR.

resíduos (como mostra a Figura 23) podem ser considerados satisfatórios tanto para o VAR 1 quanto para o VAR 2 e, desse modo, optou-se por manter apenas uma defasagem nessas análises, mesmo apesar da variável *MPD* ter apresentado correlação significativa em algumas defasagens no VAR 1 e VAR 2, assim como a taxa de juros *cdi* no VAR 2 para a segunda defasagem (as linhas tracejadas em preto marcam o intervalo de confiança de 5% para o teste).

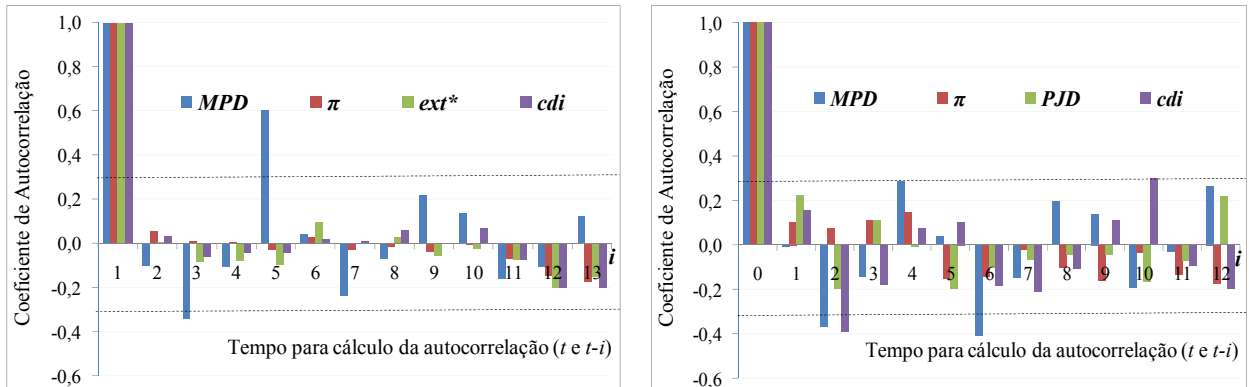


Figura 23 – Correlogramas dos Resíduos para VAR 1 e VAR 2 com uma defasagem

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Usando o modelo multivariado com uma defasagem para VAR 1 e VAR 2 foi feita a verificação das raízes características. A Figura 24 mostra que todas as raízes inversas se encontram dentro do círculo unitário, mostrando a estabilidade do VAR.

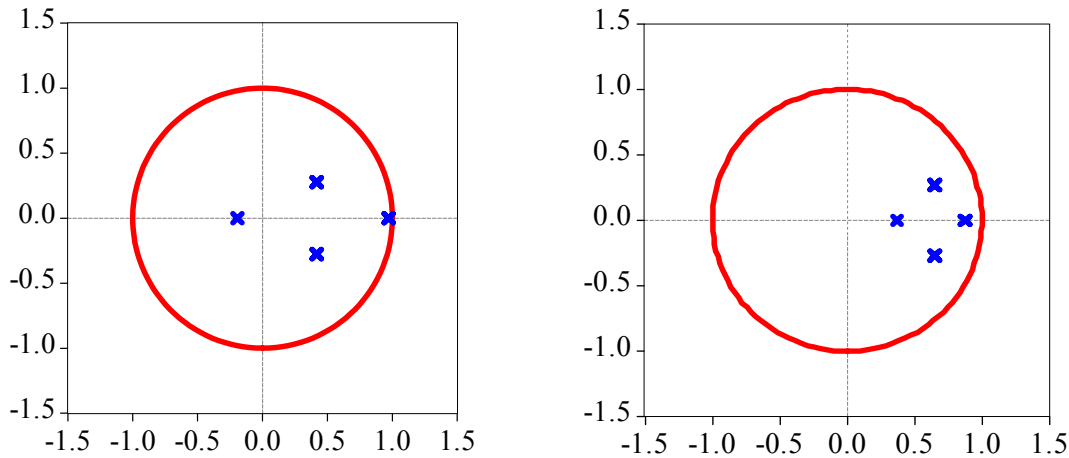


Figura 24 – Raízes Inversas do Polinômio Autorregressivo Característico para VAR 1 e VAR 2

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Tabela 10 – Causalidade de Granger (uma defasagem) para VAR 1

Hipótese Nula	Estat. F	Hipótese Nula	Estat.F
MPD não “Granger-causa” π	2,43**	π não “Granger-causa” ext^*	3,45***
π não “Granger-causa” MPD	3,31*	ext^* não “Granger-causa” π	109,47*
MPD não “Granger-causa” cdi	4,19*	ext^* não “Granger-causa” cdi	85,55*
cdi não “Granger-causa” MPD	3,02***	cdi não “Granger-causa” ext^*	6,58*
π não “Granger-causa” cdi	0,08	MPD não “Granger-causa” ext^{**}	3,67**
cdi não “Granger-causa” π	1,70	ext^* não “Granger-causa” MPD	8,64*

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

Tabela 11 – Causalidade de Granger para (uma defasagem) VAR 2 (a partir de 1995)

Hipótese Nula	Estat. F	Hipótese Nula	Estat. F
MPD não “Granger-causa” cdi	1,09	PJD não “Granger-causa” cdi	1,26
cdi não “Granger-causa” MPD	0,75	cdi não “Granger-causa” PJD	0,38
π não “Granger-causa” cdi	0,20	PJD não “Granger-causa” MPD	0,33
cdi não “Granger-causa” π	3,31***	MPD não “Granger-causa” PJD	1,01
MPD não “Granger-causa” π	1,39	PJD não “Granger-causa” π	19,96*
π não “Granger-causa” MPD	8,85*	π não “Granger-causa” PJD	10,89*

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; ** Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

Resultados da função impulso-resposta para a taxa de juros CDI a partir de 1995, sem considerar o risco de *default* e trocando a variável PJD pela variável externa (ext^*).

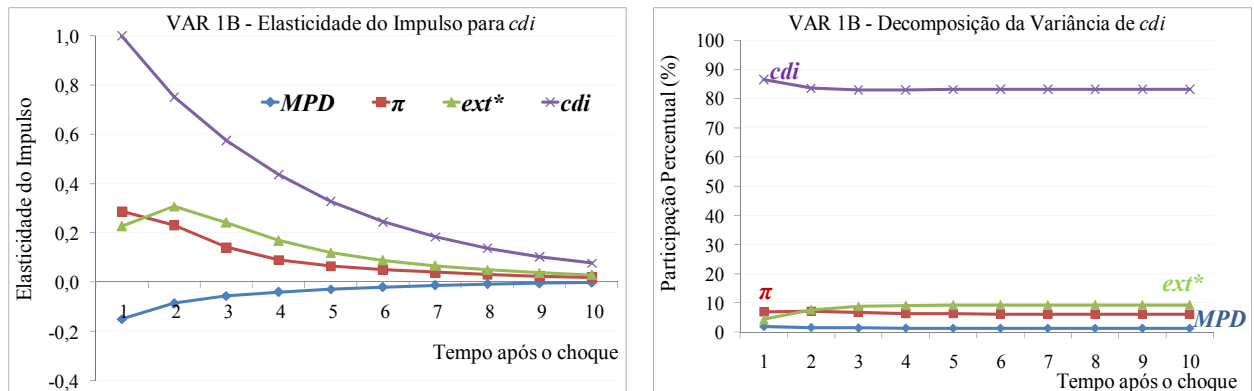


Figura 25 – Elasticidade do impulso e decomposição da variância do erro de previsão para taxa de juros CDI, no modelo sem risco de *default* a partir de 1995 (VAR 1B)

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Resultados para o modelo de determinação da taxa de câmbio (VAR 3 e VAR 4)

Tabela 12 – Critérios de Informação para modelo de câmbio sem risco de *default* (VAR 3)

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,3830	10,3910	10,9399	10,6066
1	83,2792	0,1380	9,3650	10,4626*	9,7960
2	38,3444	0,1089	9,1142	10,7610	9,7608*
3	27,1049*	0,1041*	9,0411*	11,2369	9,9032
4	14,3094	0,1301	9,2165	11,9612	10,2942

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

Tabela 13 – Critérios de Informação para modelo de câmbio com risco de *default* (VAR 4)

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	$1,09(10^{-5})$	2,7613	3,5805*	3,0634
1	64,6312	$5,37(10^{-6})$	2,0232	3,8663	2,7029
2	49,6653	$3,40(10^{-6})$	1,4734	4,3405	2,5307
3	41,6797*	$2,35(10^{-6})^*$	0,8996	4,7906	2,3345*
4	22,9603	$3,32(10^{-6})$	0,8539*	5,7689	2,6664

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

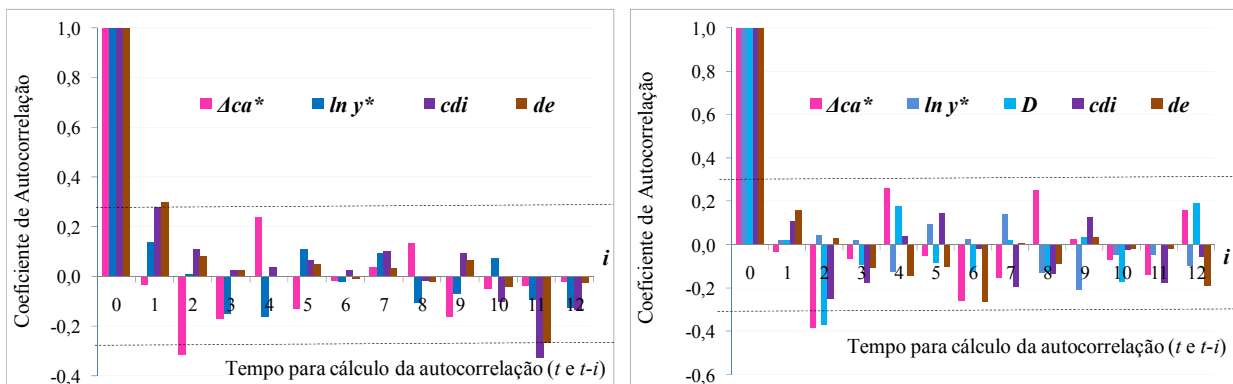


Figura 26 – Correlogramas dos Resíduos para os modelos VAR 3 (lado esquerdo) e VAR 4 (lado direito) com uma defasagem

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

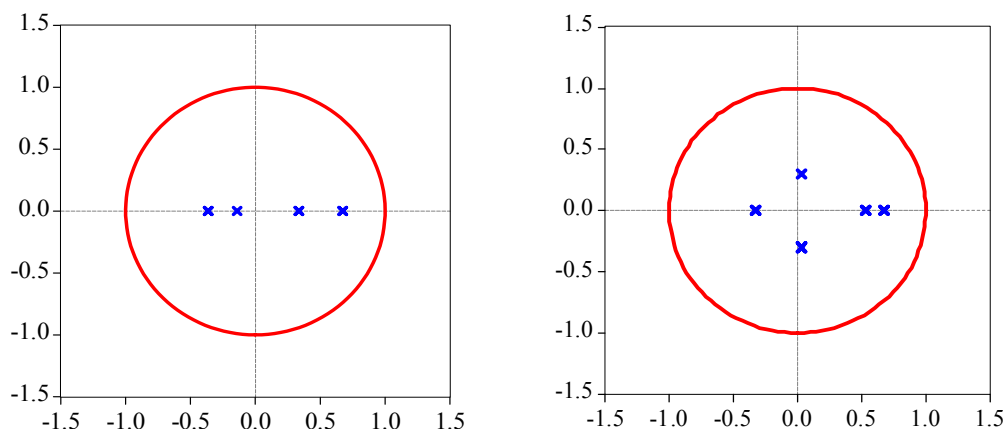


Figura 27 – Raízes Inversas de um Polinômio Autorregressivo Característico para os modelos VAR 3 e VAR 4

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Tabela 14 – Causalidade de Granger (uma defasagem, com ca^* na primeira diferença)

Hipótese Nula	Estat. F	Hipótese Nula	Estat. F
Δca^* não “Granger-causa” de	4,66*	$\ln y^*$ não “Granger-causa” de	8,40*
de não “Granger-causa” Δca^*	0,03	de não “Granger-causa” $\ln y^*$	0,01
Δca^* não “Granger-causa” $\ln y^*$	3,49**	$\ln y^*$ não “Granger-causa” cdi	10,94*
$\ln y^*$ não “Granger-causa” Δca^*	0,53	cdi não “Granger-causa” $\ln y^*$	0,74
Δca^* não “Granger-causa” cdi	1,61	cdi não “Granger-causa” de	13,18*
cdi não “Granger-causa” Δca^*	0,06	de não “Granger-causa” cdi	0,03

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

Tabela 15 – Causalidade de Granger (uma defasagem, com ca^* e ca^* e D na primeira diferença, a partir de 1995)

Hipótese Nula	Estat. F	Hipótese Nula	Estat. F
Δca^* não “Granger-causa” de	0,31	$\ln y^*$ não “Granger-causa” de	2,47
de não “Granger-causa” Δca^*	0,58	de não “Granger-causa” $\ln y^*$	0,52
Δca^* não “Granger-causa” $\ln y^*$	2,79***	$\ln y^*$ não “Granger-causa” cdi	0,16
$\ln y^*$ não “Granger-causa” Δca^*	0,54	cdi não “Granger-causa” $\ln y^*$	3,65***
Δca^* não “Granger-causa” cdi	7,22*	cdi não “Granger-causa” de	0,65
cdi não “Granger-causa” Δca^*	0,00	de não “Granger-causa” cdi	0,35
D não “Granger-causa” de	8,55*	D não “Granger-causa” cdi	2,72***
de não “Granger-causa” D	6,44*	cdi não “Granger-causa” D	0,94
D não “Granger-causa” Δca^*	2,70***	D não “Granger-causa” $\ln y^*$	0,73
Δca^* não “Granger-causa” D	2,03	$\ln y^*$ não “Granger-causa” D	0,03

Fonte: Resultados obtidos pela autora.

Nota: *Significativo a 1%; **Significativo a 5%; ***Significativo a 10%.

Livros Grátis

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

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

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

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

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