

MARLON BRUNO SALAZAR

**TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE JUROS E PREÇOS NO REGIME  
BRASILEIRO DE METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada  
à Universidade Federal de  
Viçosa, como parte das  
exigências do Programa de  
Pós-Graduação em Economia  
Aplicada, para obtenção do  
título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2008

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

S161t  
2008

Salazar, Marlon Bruno, 1984-  
Taxa de câmbio, taxa de juros e preços no regime  
brasileiro de metas da inflação / Marlon Bruno Salazar.  
– Viçosa, MG, 2008.  
xiii, 65f.: il. ; 29cm.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de  
Viçosa.  
Referências bibliográficas: f. 62-65.

1. Política monetária - Brasil - Modelos econométricos.  
2. Brasil - Política econômica. I. Universidade Federal de  
Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 338.0981

MARLON BRUNO SALAZAR

**TAXA DE CÂMBIO, TAXA DE JUROS E PREÇOS NO REGIME  
BRASILEIRO DE METAS DE INFLAÇÃO**

Dissertação apresentada  
à Universidade Federal de  
Viçosa, como parte das  
exigências do Programa de  
Pós-Graduação em Economia  
Aplicada, para obtenção do  
título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 30 de janeiro de 2008.

---

Prof. Geraldo Edmundo Silva Junior

---

Prof. Marcelo José Braga

---

Prof<sup>ª</sup>. Rosa Maria Olivera Fontes

---

Prof<sup>ª</sup>. Marília Fernandes Maciel Gomes

---

Prof. Wilson da Cruz Vieira  
(Orientador)

*Dedico este trabalho aos meus pais, que muito me apoiaram em todos os momentos de minha vida.*

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço primeiramente a Deus, que durante toda minha caminhada em Viçosa me deu muita força e perseverança para enfrentar todos os desafios que me fizeram crescer.

Faço um agradecimento especial aos meus pais Leon e Sônia pelo grande apoio e exemplo de vida, pois mostraram que perseverança, honestidade e humildade são a chave para garantir que todos os sonhos possam ser realizados, e que caráter e personalidade são as principais características que fazem uma pessoa ser respeitada e, conseqüentemente, digna de alcançar todos seus objetivos.

Agradeço também ao meu irmão Leônidas e minha irmã Lauane pelo carinho e amor que sempre me dedicaram e que possibilitou enfrentar os obstáculos com mais força.

A minha namorada Joyce, pelos muitos anos de amizade que se tornaram um sentimento puro e sólido que pretendo carregar comigo por toda minha vida: amor.

Agradeço a Universidade Federal de Viçosa pelo excelente ensino e oportunidade de formação profissional.

Ao Departamento de Economia Rural pela possibilidade de expandir meus conhecimentos e por disponibilizar um excelente corpo docente, estrutura física e humana de qualidade.

Agradeço à Capes – Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior e ao CNPq – Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico, pelo apoio financeiro.

Ao meu orientador, Prof. Wilson da Cruz Vieira, pelos muitos conselhos e incentivos que tornaram possíveis a realização de um sonho.

Aos meus conselheiros e membros da banca pelas excelentes sugestões e empenho na conclusão deste trabalho.

Agradeço em especial aos meus grandes amigos, Dênis, Luiza, Alexandre, Herbert e Luciany, que compartilharam comigo todos os bons e maus momentos de um curto período de tempo que tenho certeza que foi inesquecível para todos.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial à Carminha, Cida, Tedinha, Helena e Luiza.

## **BIOGRAFIA**

Marlon Bruno Salazar, filho de Leon Deniz Salazar e Sônia Maria Salazar, nasceu em 7 de março de 1984 em Manhuaçu, Minas Gerais.

Em 2002 iniciou a graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa no Departamento de Economia, tendo concluído o curso em 2006.

Em outubro desse mesmo ano iniciou o Mestrado em Economia Aplicada pelo Departamento de Economia Rural, também da Universidade Federal de Viçosa.

Em 30 de janeiro de 2008 submeteu-se à defesa da dissertação.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	ix
RESUMO .....	x
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>1</b>
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. O problema e sua importância .....	3
1.3. Hipótese .....	6
1.4. Objetivos.....	6
<b>2. REGIMES CAMBIAIS E POLÍTICAS MONETÁRIAS.....</b>	<b>7</b>
2.1 Taxa de Câmbio Fixa e Flexível.....	7
2.2 Política Monetária.....	9
2.3. Evolução da taxa de câmbio no Brasil a partir de 1999 .....	13
2.4. Evolução da taxa de juros no Brasil a partir de 1999 .....	18
2.5 Evolução da Taxa de Inflação a partir de 1999 .....	22
2.6. Síntese da dinâmica da Taxa de Câmbio, Juros e Inflação no Brasil no período de julho de 1999 a julho de 2007 .....	25
<b>3. MODELO TEÓRICO .....</b>	<b>27</b>
3.1 Estrutura do Modelo .....	28
3.2 Dinâmica do Modelo .....	29
<b>4. METODOLOGIA .....</b>	<b>35</b>
4.1 Estacionariedade.....	35
4.2 Outlier e Teste de Raiz Unitária .....	36
4.3 Co-integração .....	38
4.4. Modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) e Modelo de Correções de Erros (VECM).....	40



4.5.	Função Impulso-Resposta.....	42
4.6.	Decomposição da Variância dos Erros de Previsão.....	44
4.7	VAR Estrutural.....	45
4.8	Fonte de dados.....	46
4.8.1.	Procedimentos.....	47
5	<i>RESULTADOS E DISCUSSÃO</i> .....	48
6.	<i>CONCLUSÃO</i> .....	59
	<i>REFERÊNCIAS</i> .....	62

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Inflação, metas, margens de tolerância e taxa de juros Selic, Brasil – 1999 a 2006.....	4
Tabela 2 – Volatilidade da Taxa de Juros e Taxa de Câmbio, Brasil –1994 a 2007.....	17
Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural das séries de Taxa de Câmbio, Taxa de juros, IPCA e PIB, de julho de 1999 a julho 2007.....	48
Tabela 4 – Critérios de seleção de defasagens para estimação do modelo VAR.....	49
Tabela 5 – Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de juros, em percentagem.....	54
Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio, em percentagem.....	55
Tabela 7 - Decomposição da variância dos erros de previsão de previsão do IPCA, em percentagem .....	56
Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão de previsão do PIB, em percentagem .....	57

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Evolução da Taxa de Câmbio – período julho de 1999 a julho de 2007	15
Figura 2 – Evolução da Taxa de Juros Anualizada – período de julho de 1999 a julho de 2007.....	21
Figura 3 – Evolução da Taxa de Inflação acumulada 12 meses – período julho de 1999 a julho de 2007.....	24
Figura 4 – Evolução da Taxa de Juros Anualizada, Taxa de Câmbio e Inflação acumulada nos últimos 12 meses – período de julho de 1999 a julho de 2007.....	25
Figura 5 - Dinâmica de ajustamento do câmbio e preços.....	32
Figura 6 – Resposta da taxa de câmbio a um choque não-antecipado na taxa de juros.....	51
Figura 7 – Resposta do IPCA a um choque não antecipado na taxa de juros.....	51
Figura 8 – Resposta do IPCA a um choque não antecipado na Taxa de Câmbio.....	52
Figura 9 – Resposta da taxa de juros a um choque não-antecipado no IPCA.....	53

## RESUMO

SALAZAR, Marlon Bruno, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, janeiro de 2008.  
**Taxa de câmbio, taxa de juros e preços no regime brasileiro de metas de inflação.** Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Co-orientadores: João Eustáquio Lima e Erly Cardoso Teixeira.

A implantação de um novo regime de política monetária no final da década de 1990 implicou importantes mudanças na política de combate à inflação no Brasil. Até o ano de 1999 a política monetária foi restritiva, com uma taxa de câmbio valorizada. Após julho de 1999, o Banco Central passou a ter apenas uma meta: manter a inflação sob controle; para isso, tinha como único instrumento taxa de juros. Nos anos seguintes à implantação do novo regime, a inflação convergiu para as metas fixadas; todavia, em 2002, um ano de crise política, a inflação ultrapassou o limite superior estabelecido, o que colocou dúvidas sobre o poder da taxa de juros em manter a inflação dentro dos limites. Este trabalho teve por finalidade analisar as influências da taxa de juros, taxa de câmbio e produto (PIB) sobre os preços. O modelo teórico utilizado mostra que elevação na taxa de juros implica valorização da taxa de câmbio e, conseqüentemente, redução no nível de preços da economia. Utilizou-se o modelo de Vetores Auto-Regressivos Estruturais (SVAR) para testar a importância do novo regime no controle da inflação via alterações na taxa de juros. O IPCA foi influenciado por choques não antecipados na taxa de juros, influência essa que não se repetiu quando a variável que recebe o choque é a taxa de câmbio. A taxa de juros não foi importante na determinação da taxa de câmbio; inicialmente, uma elevação na taxa de juros desvaloriza a taxa de câmbio até o terceiro mês e a partir

desse mês, a influência é no sentido de valorização. Outro resultado encontrado é que aumento no IPCA provoca elevação imediata na taxa de juros, influência esta que se mantém até o sexto mês após o choque (daí em diante o efeito é negativo). Com relação à decomposição da variância dos erros de previsão, o IPCA foi o mais importante para explicar a variação da taxa de juros; a taxa de câmbio foi pouco determinada pela variação da taxa de juros, que por sua vez, foram mais importantes para explicar as variações no IPCA do que o câmbio.

## ABSTRACT

SALAZAR, Marlon Bruno, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, January, 2008.  
**Exchange rate, interest rate and prices in the Brazilian system of inflation targets.** Adviser: Wilson da Cruz Vieira. Co-advisers: João Eustáquio Lima and Erly Cardoso Teixeira.

The deployment of a new system of monetary policy at the end of the decade of 1990 meant major changes in policy to combat inflation in Brazil. By the year 1999 monetary policy was restrictive, with an exchange rate that could be valued. After July 1999, the Central Bank started to have only one goal: to keep inflation under control, for that, it had as only instrument the rate of interests. In the following years to the establishment of the new regime, inflation converged to the fixed targets, however, in 2002, a year of political crisis, inflation exceeded the upper limit established, which raised doubts about the power of the interest rate to keep inflation within the limits. This work was intended to examine the influences of the interest rate, exchange rate and product (GDP) on prices. The theoretical models used shows that raising the interest rate implies recovery of the exchange rate and thus reduction in the level of prices of the economy. It was used the model of Vectors Self Regressive Structural (SVAR) to test the importance of the new regime to control inflation by changes in interest rate. The IPCA was influenced by unexpected shocks on the interest rate, this influence was not repeated when the variable that received the shock was the exchange rate. The interest rate was not important in determining the exchange rate; initially, an increase in interest rate devalues the exchange rate

until the third month and from this month on the influence aims to recovery. Another found result is that an increase in the IPCA causes immediate lifting on the interest rate, this influence remains until the sixth month after the shock (from this point forward the effect is negative). Regarding the decomposition of the variance from prediction errors, the IPCA had a major importance to explain the change in the rate of interest, the exchange rate was little determined by change in interest rates, which were more important to explain changes in the IPCA than the exchange.

## 1. INTRODUÇÃO

### 1.1. Considerações iniciais

A política monetária pode ser conduzida de três modos diferentes: metas monetárias, âncora cambial e metas de inflação. Com relação à primeira, os experimentos com metas monetárias restritivas, nas economias desenvolvidas, entre os anos 1970 e 80, em geral fracassaram. A instabilidade nas relações entre os agregados monetários e variáveis como taxa de juros, renda nominal e inflação revelou-se acentuada. Além disso, evidenciou-se que, se por um lado os bancos centrais podem controlar razoavelmente os agregados monetários mais restritos (M1), por outro, é muito menor sua capacidade de influenciar os agregados mais amplos (M2 e M3) (CANUTO; HOLLAND, 2002)<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> O M1 compreende os passivos de liquidez imediata. É composto pelo papel-moeda em poder do público e pelos depósitos à vista. O M2 engloba, além do M1, os depósitos para investimento e as emissões de alta liquidez. O M3 inclui o M2 mais as captações internas por intermédio dos fundos de renda fixa e a posição líquida de títulos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), decorrente de financiamento em operações compromissadas. O M4 engloba o M3 e os títulos públicos de alta liquidez.



Decorre daí o sentimento de que o controle monetário deixou de exercer a mesma influência de décadas passadas como fator determinante da dinâmica da inflação, devido às inovações financeiras que marcaram os últimos 30 anos.

Com a diminuição da influência das metas monetárias sobre a inflação, buscaram-se alternativas de políticas antiinflacionárias. A âncora cambial surgiu como opção no curto prazo; porém a teoria econômica sugere que esse tipo de mecanismo implica uma série de problemas de médio e longo prazos, como: maior dificuldade dos países de se ajustarem diante de problemas externos; impacto sobre a política monetária, pois uma taxa de câmbio rígida gera a necessidade de praticar taxa de juros elevada na defesa da política cambial; e vulnerabilidade a ataques especulativos (GIAMBIAGI; CARVALHO, 2001).

No caso de regime de câmbio fixo, eventuais desequilíbrios do balanço de pagamentos são ajustados via variação nas reservas internacionais, o que coloca limites à sua administração, basicamente pelo próprio volume de reservas e pelo acesso ao crédito externo.

Como consequência, nos últimos anos, um número significativo de países passou a adotar a estratégia de metas para a inflação, com o objetivo de desinflacionar a economia e, ou, assegurar a estabilidade dos preços. O Brasil é um desses países<sup>2</sup>: em julho de 1999, adotou o regime de metas de inflação, visando eliminar a pressão inflacionária decorrente da forte desvalorização cambial ocorrida no início daquele ano e assegurar o compromisso com a estabilidade de preços (MENDONÇA, 2005).

Como destacam Fraga e Goldfajn (2002), no Brasil, o trabalho do Banco Central desde a adoção do sistema de metas para a inflação tem-se norteado em alguns princípios básicos implementados no âmbito do Comitê de Política Econômica (Copom). O Copom atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação. Essas projeções são obtidas utilizando-se as melhores informações disponíveis, tanto quantitativas, processadas através de modelos estruturais, simulações e outras medidas estatísticas, quanto qualitativas e desagregadas, que exigem avaliação mais subjetiva.

---

<sup>2</sup> Países que adotaram o sistema de metas de inflação: Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Reino Unido, Suécia, África do Sul, Chile, Colômbia, Coreia do Sul, Hungria, Israel, México, Peru, Polônia, República Checa e Tailândia (AMARAL, 2004)

O regime de metas de inflação proporciona maior grau de liberdade aos formuladores de políticas quanto às duas instabilidades enfrentadas pelas metas monetárias rígidas. Com relação aos agregados monetários, cujas relações com a inflação e outras variáveis macroeconômicas mudam constantemente e em direções nem sempre previsíveis, há maior adaptabilidade dos instrumentos de política com relação ao objetivo esperado: inflação sob controle. Outra vantagem é a não-sujeição aos problemas e choques na velocidade de circulação monetária e financeira.

Contudo, o regime de metas de inflação não está livre de problemas. Como advertem Canuto e Holland (2002), os gestores de política monetária se defrontam com a possibilidade de amplos erros de previsão quanto à inflação esperada; outro problema importante é a longa defasagem para o efeito da política monetária sobre a taxa de inflação; por fim, o foco único e exclusivo na estabilidade da inflação pode implicar excesso de volatilidade nas flutuações do produto.

## **1.2. O problema e sua importância**

Nos dois primeiros anos do regime de metas de inflação, 1999 e 2000, estas foram cumpridas pelo Banco Central, considerando o limite de tolerância permitido (Tabela 1). Nos dois anos seguintes, a inflação foi amplamente superior às metas. Em 2001, o País enfrentou um choque de preços causado pelo racionamento de energia e pela volatilidade cambial gerada pela crise da Argentina. Em 2002, as desvalorizações cambiais decorrentes das incertezas do período eleitoral acabaram por provocar elevado choque de preços, sobretudo no último trimestre do ano.

Tabela 2 - Inflação, metas, margens de tolerância e taxa de juros Selic, Brasil – 1999 a 2006

Ano	Inflação (IPCA)	Inferior	Metas	Superior	Selic*
1999	8,94	6,00	8,00	10,00	25,1
2000	5,97	4,00	6,00	8,00	17,3
2001	7,67	2,00	4,00	6,00	17,3
2002	12,53	1,50	3,50	5,50	19,1
2003	9,30	6,50	8,50	10,50	23,3
2004	7,60	3,00	5,50	8,00	16,2
2005	5,69	2,00	4,50	7,00	19,0
2006	3,14	2,50	4,50	6,50	15,1

\* A taxa Selic apresentada é a taxa mensal anualizada.

Fonte: Banco Central (2007).

Os anos de 2001 e 2002 foram marcados pelo não-cumprimento das metas de inflação, pois o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) anualizado desses anos foi de 7,67% e 12,53%, respectivamente. A taxa de juros Selic – taxa nominal de juros utilizada pelo governo como determinante da política monetária – esteve no patamar de 19% ao ano em 2001 e chegou no final de 2002 em 24,9% ao ano (CURADO; DEZORDI, 2004).

Em decorrência dos choques de preços de 2002, o Conselho Monetário Nacional (CMN) alterou a meta de inflação de 2003, dos iniciais 3,25% para 4% e, posteriormente, para 8,5%. A inflação recuou de 9,3% em 2003 para 7,6% em 2004. A inflação de 2003 manteve-se dentro dos limites estabelecidos pelo CMN depois da revisão, que tinham margens de 2 pontos percentuais para mais e para menos. Para o ano de 2004, a meta estipulada foi de 5,5%, com margens de 2,5 pontos percentuais de tolerância.

Os anos de 2005 e 2006 tiveram relativa folga nas metas. A inflação de 2005 foi de 5,69% e o centro da meta de 4,5%, com margens de 2,5 pontos percentuais. O ano de 2006 apresentou inflação de 3,14% com o centro da meta de 4,5%, com margens de 2 pontos percentuais. Os fatores que explicam a menor pressão sobre o índice de inflação são a valorização do Real e a taxa de juros real acima da praticada nos países emergentes.

Com relação à taxa de câmbio, esta se mostrou bastante volátil no período de julho de 1999 a fevereiro de 2003. Contudo, após a eleição do atual presidente da república, a taxa de câmbio atingiu patamar de R\$ 3,00 por dólar até meados de 2004. Após essa data, em decorrência dos constantes saldos na balança comercial, a taxa de câmbio vem se valorizando, de modo que em julho de 2007 foi de R\$ 1,95 por dólar (BACEN, 2007).

A taxa de juros que o Banco Central brasileiro utiliza como ferramenta para garantir a convergência da inflação para as metas é a taxa básica Selic. Expressa na forma anual e nominal, é a taxa média ponderada pelo volume das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e realizadas no SELIC (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), na forma de operações compromissadas. É a taxa básica utilizada como referência para a política monetária. A Selic remunera os títulos de dívida federal, além de servir de taxa básica para toda a economia.

Em um regime de metas de inflação, a determinação da taxa de juros se dá através de uma regra de juros, também chamada de regra de Taylor. A taxa de juros exerce influência sobre o nível de preços na economia de duas formas distintas. A primeira delas é sobre a demanda agregada, pois a taxa Selic serve de base para todas as demais taxas de juros na economia, tendo, assim, forte influência no investimento e no crédito. A segunda é sobre a taxa de câmbio, uma vez que, no mercado de juros internacional, a arbitragem força a taxa de juros doméstica a igualar-se à taxa de juros internacional mais a desvalorização da taxa de câmbio esperada, custos de transação e, ainda, um prêmio de risco, pois uma expectativa de aumento na taxa de juros doméstica impõe maior atratividade sobre ativos domésticos, que, de imediato, resulta em maior fluxo de aplicações em ativos nacionais, gerando uma valorização cambial.

Após o estabelecimento de regime de metas de inflação no Brasil, muitos trabalhos foram feitos para testar a real capacidade do novo regime no controle da inflação. Maia e Silva (2005) chegaram à conclusão de que, após a fixação das metas, a taxa de câmbio reagiu mais significativamente aos choques na taxa de juros, em comparação ao período anterior à fixação de metas. Montes e Feijó (2007) mostram que a política monetária, quando conduzida por meio de uma regra de manipulação da taxa de juros voltada exclusivamente para controlar a inflação (em um regime de metas para a inflação), embora consiga atingir tal objetivo, apresenta resultado pior

se comparada à uma política monetária que seja implementada, também, para atingir uma meta para o nível do produto.

Desse modo, pode-se dizer que a taxa de câmbio é um importante fator para explicar a trajetória do nível de preços; contudo, a intensidade do efeito da taxa de juros sobre a taxa de câmbio e sobre o índice de preços em um regime de metas de inflação não é muito clara. Assim, um melhor entendimento da influência que a taxa de juros exerce sobre a taxa de câmbio poderia fornecer subsídios importantes ao Banco Central quanto à fixação da taxa de juros. Nesse sentido, este trabalho visou analisar a relação entre a taxa de juros, a taxa de câmbio, nível de preços e produto, de modo que forneça subsídios para condução da política monetária em um regime de metas de inflação, tendo por base a economia brasileira.

### **1.3. Hipótese**

Um choque não-antecipado na Taxa de Juros exerce maior influência sobre o Índice de Preços que um choque não-antecipado sobre a Taxa de Câmbio.

### **1.4. Objetivos**

O objetivo geral deste trabalho foi investigar a dinâmica de ajustamento da taxa de câmbio e do nível de preços em resposta às mudanças na taxa de juros, no período de julho de 1999 a julho de 2007.

Os objetivos específicos consistiram em:

- i) Adaptar um modelo de dinâmica da taxa de câmbio e preços em que a oferta monetária é substituída por uma regra de taxa de juros;
- ii) Determinar as principais variáveis que explicam a variância nas séries utilizadas.

## **2. REGIMES CAMBIAIS E POLÍTICAS MONETÁRIAS**

### **2.1 Taxa de Câmbio Fixa e Flexível**

O mercado de câmbio, ou mercado de moeda estrangeira, é o mercado em que divisas de diferentes países são comercializadas entre si. O mercado oficial de moeda estrangeira é composto por uma série de corretoras e departamentos bancários de câmbio.

A taxa de câmbio é a razão dos preços relativos de duas moedas. No Brasil, a taxa de câmbio é estabelecida em reais por dólar; com a taxa de câmbio expressa dessa forma, uma taxa mais alta significa que a quantidade de reais ou moeda doméstica necessária para comprar um dólar ou moeda estrangeira aumentou. Quando a taxa de câmbio sobe, diz-se que a moeda nacional se depreciou ou a moeda estrangeira se apreciou.

Uma taxa de câmbio fixa significa que um país atrelou sua moeda a uma moeda estrangeira, uma cesta de moedas ou ao ouro. O primeiro sistema de taxa de câmbio fixa foi derivado do sistema Bretton Woods. Como destacam Krugman e Obstfeld (2005), o sistema de Bretton Woods foi adotado após a Segunda Guerra Mundial, sendo composto por vários acordos monetários internacionais. O Fundo Monetário Internacional (FMI) foi criado com a finalidade de administrar o sistema.

O sistema Bretton Woods consistia em taxas ajustáveis; portanto, a paridade entre as moedas não seria fixa para sempre. Um país poderia mudar sua taxa de câmbio se achasse que havia um desequilíbrio fundamental em seu balanço de pagamentos. Contudo, o sistema tinha um problema crônico. Países com persistentes superávits comerciais não sofriam pressão para valorizar suas moedas e novamente equilibrar o sistema, e países com déficits não desvalorizavam suas moedas, pois temiam perder poder político, visto que desvalorizar a moeda significava fracasso da política econômica.

De acordo com Krugman e Obstfeld (2005), o sistema entrou em colapso após sucessivos déficits no balanço de pagamentos americano, o que levou a um excesso de dólares no mercado internacional de divisas, de tal forma que os bancos centrais dos demais países não foram capazes de sustentar a paridade do dólar perante suas moedas. Em 1972 o dólar foi desvalorizado; porém, com o choque do petróleo de 1973, as principais nações industrializadas tiveram de ajustar suas taxas de câmbio para restaurar o equilíbrio, partindo para um novo regime de taxa de câmbio — o sistema criado foi o de flutuação administrada.

De acordo com Sachs e Larrain (1992), um sistema de taxa de câmbio fixo funciona da seguinte forma: primeiramente atrela-se a moeda nacional a uma moeda estrangeira — em particular, o dólar —, determinando assim um nível de taxa de câmbio. As curvas de demanda e oferta de moeda estrangeira são determinadas pelo valor da taxa de câmbio.

Por outro lado, o sistema de determinação em que não há intervenção do Banco Central é chamado de sistema de taxas de câmbio flexível ou sistema de taxas flutuantes. Um sistema totalmente flexível é um conjunto de regras simples a serem seguidas pelo Banco Central, de modo que este não intervenha de forma direta no nível de sua taxa de câmbio. Dessa forma, a taxa de câmbio é determinada pelo mercado.

O sistema de taxa de câmbio flexível apresenta duas vantagens sobre o sistema de taxa de câmbio fixo. A primeira delas é que a flexibilidade da taxa de câmbio permite aos formuladores de políticas concentrarem-se em metas internas, livres de preocupações com os déficits no balanço de pagamentos. Nesse sistema, a taxa de câmbio irá se ajustar de forma a equilibrar o mercado de câmbio. Essa vantagem é particularmente importante para um regime de política monetária denominado de regime de metas de inflação, em que uma meta interna — taxa de

inflação sob controle — determina a política monetária, deixando assim o governo livre para fazer convergir a taxa de inflação esperada. Este regime será discutido com mais detalhe em uma seção posterior.

A segunda vantagem da taxa de câmbio flexível diz respeito à proteção à economia interna de choques econômicos originados no exterior. A taxa de câmbio flexível tem o poder de isolar a economia com relação a choques do lado da demanda, que, por exemplo, podem advir de uma recessão externa. Contudo, experiências pós 1970 demonstram que esse isolamento não é significativo quando o choque externo é do lado da oferta.

Mesmo em um regime de taxa de câmbio flexível os governos não têm sido indiferentes aos movimentos da taxa de câmbio. Uma taxa de câmbio em elevação irá estimular a inflação, por tornar as importações mais caras; a taxa de câmbio elevada também estimula a inflação indireta, ao reduzir o grau de concorrência entre os produtores internos e externos. Por sua vez, uma taxa de câmbio em declínio reduz a competitividade das exportações do país no mercado internacional.

Portanto, uma conclusão importante com relação ao sistema brasileiro é que: o sistema atual de taxa de câmbio não é nem um sistema de taxa de câmbio fixo nem um sistema de taxa de câmbio flutuante, e sim um sistema de flutuação administrada, que contém elementos de câmbio flutuante e de câmbio fixo. Neste sistema, a taxa de câmbio pode flutuar de acordo com as necessidades do mercado, porém o Banco Central pode intervir para impedir movimentos indesejáveis, de acordo com as ambições do governo.

## **2.2 Política Monetária**

As metas finais que a autoridade monetária tenta controlar são variáveis de metas macroeconômicas, como taxa de desemprego, taxa de inflação e crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) real. Em vez de simplesmente ajustar instrumentos de política monetária, no curto prazo, o Banco Central pode tentar influenciar as metas finais, alterando variáveis de metas intermediárias.

Uma meta intermediária é uma variável que o Banco Central controla não pela importância da própria variável, mas porque, pelo controle da variável, os formuladores de políticas acreditam estar influenciando as metas finais da política econômica de uma maneira previsível.



De acordo com Froyen (1999), a escolha do Banco Central de influenciar as metas intermediárias e não as metas finais decorre do fato de que a política monetária deve ser feita sob condições de incerteza quanto ao comportamento da economia. Se as metas finais da política econômica puderem ser observadas em intervalos menos frequentes do que as variáveis intermediárias ou do mercado financeiro, como taxa de juros, reservas bancárias e agregados monetários, então, quando informações sobre essas variáveis do mercado financeiro se tornam disponíveis, elas poderão ser usadas para ajustar o cenário de política econômica anterior.

O Banco Central brasileiro (BACEN) e o Conselho Monetário Nacional (CMN) são os responsáveis pela política monetária no Brasil. As principais atribuições do Bacen são: emitir moeda e manter o valor desta, através de controle do nível de preços; regular e supervisionar o sistema financeiro; e ser o prestador de última instância das instituições financeiras.

Por serem essas as principais funções do Banco Central, é necessária a definição do regime de política monetária a ser implantado por esta instituição. A política monetária não afeta, no longo prazo, as variáveis reais da economia, como crescimento do produto e da renda; por isso esses devem ser os objetivos finais da política monetária como um todo.

Conforme destacam Maziero e Werlang (2004), a autoridade monetária deve ter seus objetivos restritos às variáveis nominais da economia, como a inflação ou a taxa de câmbio. A maior contribuição da política monetária aos objetivos de crescimento sustentado de longo prazo é a estabilidade do nível de preços da economia, pois possibilita um ambiente econômico mais previsível, determinando alocação mais eficiente dos recursos econômicos. Portanto, o objetivo do Banco Central deve ser o controle da inflação.

Com o término da Segunda Guerra Mundial e o surgimento do acordo de Bretton Woods, a âncora cambial foi a primeira política monetária adotada por um grande número de países. Segundo Mishkin (1999), uma regra de taxa de câmbio tem muitas vantagens. A primeira delas é o país que adotou o regime poder ancorar a inflação esperada à inflação do país cuja moeda foi utilizada com âncora. Segundo, a âncora nominal de uma meta de taxa de câmbio fixa a taxa de inflação aos bens comercializados internacionalmente. Terceiro, um regime de taxa de câmbio fixo tem a vantagem de ser simples e claro, a fim de facilitar o entendimento do público.

Como destaca Mishkin (1999), há também muitas críticas importantes ao regime de metas cambiais. A primeira delas é que uma meta de taxa de câmbio resulta em diminuição e, conseqüentemente, em perda de independência da política monetária. O segundo problema com um regime de metas de câmbio foi apontado por Obstfeld e Rogoff (1995): uma meta de taxa de câmbio leva os países a se abrirem a ataques especulativos em suas moedas.

Outra desvantagem é que a meta de taxa de câmbio reduz o poder da política monetária, pois retira uma variável importante dos formuladores de política. Em particular, em países em desenvolvimento, a meta de câmbio elimina um sinal importante, que ajuda os formuladores de política a detectar qualquer problema no balanço de pagamentos.

Como as desvantagens do regime de metas de taxa de câmbio se mostraram importantes na prática, a conseqüência foi o fim do regime de Bretton Woods, em 1973; a partir dessa data, a política monetária passou a ser executada por meio do controle de algum agregado monetário.

O mecanismo que o Banco Central utiliza para controlar o agregado monetário escolhido como meta intermediária são as operações de mercado aberto, as quais devem-se voltar para proporcionar crescimento na base monetária suficiente para alcançar a taxa de crescimento de estoque de moeda desejada.

Uma vantagem de um regime de estoque de moeda é que um forte compromisso de manter o estoque monetário em crescimento numa faixa definida assegura o controle sobre a inflação por períodos de médio prazo. Defensores do estabelecimento de metas para agregados afirmam que, ao fixar metas baixas e não inflacionárias para o estoque de moeda, e atingi-las, o Banco Central pode construir uma credibilidade antiinflacionária; o público começa a acreditar que o Banco Central realizará as políticas anunciadas. Isso tem a vantagem de que as expectativas inflacionárias são mantidas em níveis baixos.

Segundo Mishkin (1999), o regime de metas cambiais tem importantes desvantagens. A primeira delas é: se o relacionamento entre o agregado monetário e a variável meta for fraco, então a meta de agregado monetário pode não exercer sua função de modo apropriado. Outra grande desvantagem é que o agregado monetário escolhido como meta intermediária pode não ser controlado de forma precisa pelo Banco Central; desse modo, o agregado monetário pode não prover com clareza os

sinais necessários para que o formulador de políticas alcance os objetivos com relação às metas finais da política.

No entanto, devido às dificuldades de acompanhar e controlar efetivamente esse tipo de variável, metas nominais dessa natureza deixaram de ser amplamente utilizadas. Diversos países voltaram a escolher a âncora cambial como instrumento de política monetária, entre eles o Brasil em 1994; a adoção do regime de metas cambiais novamente se mostrou eficiente no curto prazo, porém insustentável no longo prazo.

Segundo Maziero e Werlang (2004), diversos países, tanto desenvolvidos como em desenvolvimento, passaram a adotar o regime de metas para inflação como arranjo institucional para alcançar seu objetivo de estabilidade do nível de preços. Esse regime caracteriza-se pelo comprometimento do Banco Central em atingir a meta de inflação estabelecida, a qual serve como âncora nominal da economia.

Metas de inflação é uma das alternativas para a estratégia de metas intermediárias de um agregado monetário. Na prática, essa estratégia centra no controle da taxa de juros no lugar dos agregados monetários. A estratégia descrita será aquela em que o Banco Central define metas explícitas para as taxas de juros. Como no caso das metas da oferta de moeda, a faixa para a taxa de juros pretendida seria escolhida de forma a alcançar as metas finais das políticas econômicas, como taxa de inflação, taxa de desemprego e taxa de crescimento da economia. Desse modo, a taxa de juros substitui o estoque de moeda como uma meta intermediária.

Uma vez que a meta é definida, o Banco Central monitora o mercado onde é feito o comércio de títulos públicos, que é parte do mercado aberto. Se a taxa de juros sobre os títulos aumentarem acima da taxa estabelecida, o Banco Central começa a comprar os títulos no mercado aberto; o inverso é válido caso a taxa de juros diminua com relação à estabelecida.

Ao realizar compras ou vendas no mercado aberto, o Banco Central aumenta ou diminui os estoques de moeda. A manutenção da taxa de juros na faixa desejada pode requerer grandes compras ou vendas no mercado aberto e, portanto, grandes mudanças no estoque de moeda. O Banco Central, desse modo, não pode usar ambas as estratégias simultaneamente.

Como destacam Maziero e Werlang (2004), uma consequência do regime de metas de inflação é permitir uma medida de credibilidade da autoridade monetária através das expectativas de inflação dos agentes privados. Ou seja, quanto mais

próximas da meta oficial estiverem as expectativas privadas, maior a credibilidade do Banco Central. Dessa forma, a importância da credibilidade da autoridade monetária está nos benefícios que esta proporciona.

O benefício imediato é fazer com que a inflação média da economia fique mais próxima da meta, eliminando assim um dos distúrbios da inflação. Tomando a inflação esperada como dada, variações nos juros nominais afetam diretamente a taxa real, fazendo com que a credibilidade possibilite taxas de juros reais menores. O papel da perda de credibilidade é tornar mais custosa, em termos de produto, a convergência da inflação para a meta. Quando há desvio da inflação com relação à meta, faz-se necessária uma menor taxa de crescimento do produto para que a inflação volte à meta.

### **2.3. Evolução da taxa de câmbio no Brasil a partir de 1999**

As dificuldades em manter o regime de bandas cambiais levaram o BACEN a tentar uma desvalorização controlada da taxa de câmbio em janeiro de 1999; contudo, a falta de credibilidade levou o mercado a apostar contra o novo regime.

O Brasil adotou o regime de câmbio flutuante a partir do dia 18 de janeiro de 1999. No primeiro mês e meio que se seguiu à mudança, a taxa de câmbio disparou, impulsionada pelo profundo desequilíbrio no mercado de câmbio, que, por sua vez, desvalorizou cerca de 60%. A causa do desequilíbrio foi a elevada saída líquida de capitais, derivada da incerteza que rondava o futuro das instituições e da política econômica. Embora tenha deixado o câmbio flutuar, o Banco Central procurou conter, embora sem sucesso, o nível da depreciação da moeda com vendas de dólares no mercado de câmbio (SOUZA; HOFF, 2006).

A partir de março de 1999, com a confirmação do nome do novo presidente do Banco Central, a taxa de câmbio começou a ceder, tendência que foi reforçada pela nova definição de política monetária, metas de inflação, acompanhada de forte elevação da taxa de juros e pelo sucesso da revisão do acordo com o FMI.

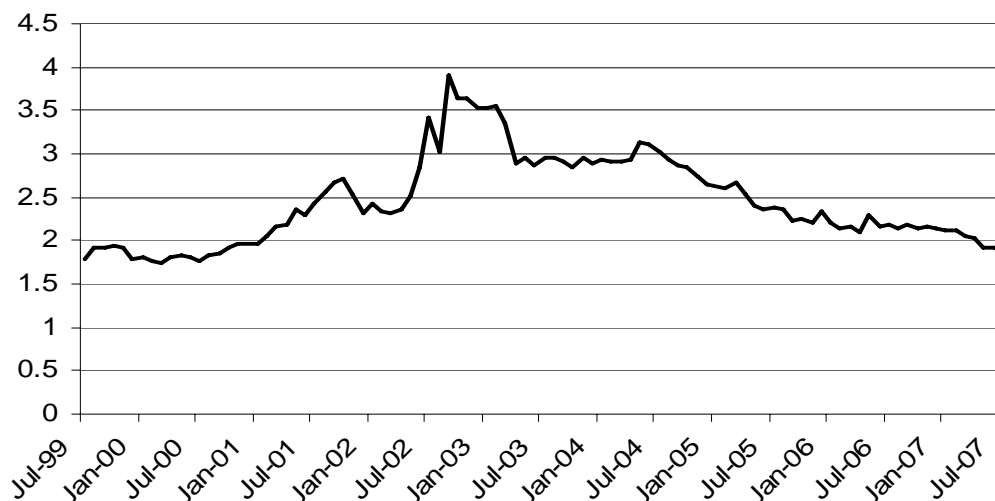
No segundo trimestre de 1999, a queda da taxa de juros foi relativamente rápida, e a partir do meio do ano prosseguiu de forma mais moderada. A política monetária passava a ser guiada pelas metas de inflação estabelecidas pela CMN. A taxa de câmbio não deixou de ter influência sobre a conduta da política monetária; entretanto, sob o regime de metas de inflação, a taxa de câmbio passa a ter papel

indireto, de modo que sua importância aumenta quando sua elevação causa aumentos na taxa de inflação.

Do segundo trimestre de 1999 ao primeiro de 2001, o regime cambial brasileiro se aproximou bastante de um regime-padrão de câmbio flutuante puro. As intervenções do Banco Central no mercado de divisas foram raras e em pequenos valores. A decisão de buscar uma flutuação mais próxima de pura teve sua necessidade na busca de uma depreciação tal que contribuísse para um progressivo ajuste do balanço de pagamentos em conta-corrente, sem que se perdesse o controle da inflação.

A trajetória da economia ocorreu de forma distinta entre o primeiro e o segundo semestre de 2000. No primeiro, manteve-se o cenário favorável que se vislumbrava no início do ano. O saldo comercial tornou-se positivo a partir de fevereiro, atingindo o ponto máximo em agosto de 2000. O segundo semestre de 2000, no entanto, não apresentou o mesmo dinamismo. O ritmo de expansão da economia se reduziu, e o saldo comercial voltou a ser negativo a partir de setembro, fechando o ano com déficit de US\$ 698 milhões. Em relação ao dólar, dúvidas quanto à evolução dos juros nos Estados Unidos e a trajetória crescente dos preços do petróleo pressionaram a taxa de câmbio, levando-a a atingir R\$ 1,98 por dólar em dezembro de 2000, a maior cotação do ano.

Com relação a 2001, entre o primeiro e o segundo semestre do ano, houve quatro choques adversos, que reverteram radicalmente a conjuntura de bonança do período anterior: crise argentina, crise energética, recessão americana e retração dos fluxos de capitais para o País, conjuntamente com o aumento da demanda por *hedge* por parte das empresas com passivos em dólar. Como pode ser observado na Figura 1, no final do primeiro semestre a taxa de câmbio já havia alcançado um nível 20% superior ao do final do ano anterior. Em outubro, a depreciação acumulada no ano já havia sido de 40% (SOUZA; HOFF, 2006).



Fonte: Banco Central (2007). Elaborado pelo autor.

Figura 1 – Evolução da Taxa de Câmbio – período julho de 1999 a julho de 2007.

As perturbações no mercado de câmbio foram tornando o Banco Central crescentemente preocupado com os impactos potenciais da depreciação do Real sobre a inflação. O governo reagiu tentando conter a elevação da taxa de câmbio, atuando em três frentes principais: intensificando a emissão de títulos públicos indexados ao dólar como forma de atender à demanda por *hedge* cambial, vendendo reservas no mercado de câmbio e, por último, revertendo a trajetória de redução da taxa de juros Selic.

Diante dessas reações do Banco Central, este adotou uma nova estratégia no que se refere às suas intervenções no mercado de câmbio. O objetivo desta estratégia era reafirmar que continuava fiel à flutuação do câmbio. A partir de julho, o BACEN anunciou que venderia US\$ 50 milhões por dia. Essa intervenção foi para manter o compromisso com a flutuação do câmbio, cuja determinação seria via mercado.

Dos meses de julho a dezembro, as intervenções no mercado de câmbio foram nulas por parte do Banco Central; as taxas de juros foram estabilizadas e depois reduzidas, de forma que, apesar do abandono da nova estratégia, o arranjo cambial voltou a se parecer com a livre flutuação.

Apesar de a moratória decretada pela Argentina ter elevado a medida de risco dos países emergentes, a taxa de câmbio retornou ao patamar de R\$ 2,30 em meados de dezembro de 2001. Em março de 2002, o Banco Central estreou uma nova modalidade de intervenção: a venda de *swaps* cambiais. A partir de maio uma nova

crise de confiança emergiu, desta vez relacionada às incertezas quanto ao futuro da política monetária diante da perspectiva de vitória do Partido dos Trabalhadores (PT).

A crise foi reforçada pelo aumento da aversão internacional ao risco a partir dos escândalos das fraudes fiscais em grandes corporações americanas. Os efeitos sobre a taxa de câmbio foram ainda mais fortes do que em 2001. As cotações da moeda americana voltaram a disparar. O Banco Central interveio no mercado de diversas maneiras, para tentar conter a forte depreciação da moeda nacional. A taxa de juros foi elevada e a venda de divisas, novamente retomada.

Além disso, um novo acordo foi estabelecido com o FMI, cuja intenção foi a negociação da redução do piso líquido das reservas, de US\$ 15 bilhões para US\$ 5 bilhões. O novo acordo possibilitou ao Banco Central aumentar seu poder de intervenção no mercado de câmbio. Não obstante, o período após o fechamento do acordo com o FMI foi aquele em que o Banco Central mais vendeu divisas desde o início do regime flutuante. Ainda assim, a taxa de câmbio média mensal subiu 64% entre abril e outubro, no período de eleição presidencial.

Como relatam Souza e Hoff (2006), o esforço do governo para deter a escalada cambial estava associado ao medo de a inflação sair do controle em meio ao eventual deterioramento do regime de metas de inflação.

Como destacam Barros et al. (2004), o pressuposto do governo, por trás da intervenção, era o de que a escassez de financiamento externo seria de curta duração, o que acabou não acontecendo. Desse modo, a intervenção do governo no câmbio visava diminuir a volatilidade e evitar *overshooting* da moeda, o que exigiria elevações fortes nas taxas de juros domésticas, comprometendo o crescimento do produto. A intervenção do governo no câmbio não deixou de ser, portanto, uma forma de amortizar os efeitos negativos da escassez de financiamento em um prazo maior, no que diz respeito ao crescimento doméstico, à inflação e ao próprio ajuste externo.

Como pode ser visto na Tabela 2, o desvio-padrão da taxa de juros no período de julho de 1994 a junho de 1999 foi de 1,04%, enquanto no período em que a política monetária foi orientada pelas metas de inflação o desvio-padrão da taxa de juros foi de 0,24%. A mesma análise pode ser feita para a taxa de câmbio: no período em que a política monetária foi orientada por um regime de taxa de câmbio, a volatilidade desta foi de R\$ 0,24 por dólar, ao passo que no período de metas de inflação ela foi de R\$ 0,51 por dólar.

Tabela 3 – Volatilidade da Taxa de Juros e Taxa de Câmbio, Brasil –1994 a 2007

	Jul 94 - Jun 99	Jul 99 - Jul 2007
Juros	1,04	0,24
Câmbio	0,24	0,52

Fonte: Banco Central (2007). Elaboração do autor.

A partir da análise feita, pode-se dizer que o regime de metas de inflação substituiu a volatilidade da taxa de juros pela volatilidade da taxa de câmbio, enquanto no regime de taxa de câmbio a volatilidade maior foi da taxa de juros, deixando a taxa de câmbio com pouca variação. Contudo, Rocha e Curado (2007) mostraram que, no caso dos países emergentes, diferentemente do resultado para países desenvolvidos, foi verificado que a adoção do regime de metas de inflação, *ceteris paribus*, reduz a volatilidade condicional da taxa de câmbio real.

Com a posse do novo governo e o choque de confiança promovido em janeiro de 2003, e a demonstração explícita de que se perseguiria uma política econômica sem rupturas, a taxa de juros foi alterada de 22% para 25% em dezembro de 2002 e, com o novo governo, passou para 26,5% — com isso, o mercado deu um novo voto de confiança ao País. Como consequência, a taxa de câmbio se apreciou substancialmente, ficando em média em US\$ 3,20 no primeiro semestre e US\$ 2,92 no segundo.

No ano de 2003, o Banco Central realizou vendas de reservas apenas em fevereiro, em um volume razoavelmente inferior ao que vinha ofertando anteriormente; nos demais meses, até maio, realizou compras de divisas, aproveitando a bonança no mercado. A partir de janeiro de 2003, o Banco Central se absteve das intervenções no mercado de câmbio, com exceção de janeiro de 2004, quando comprou US\$ 2,6 bilhões.

Em 2004, o crescimento americano, a taxa de juros doméstica elevada, resultados comerciais excepcionais e a perspectiva de depreciação do dólar em relação às moedas mundiais fizeram os investimentos em reais bastante atraentes para os investidores estrangeiros, o que provocou forte tendência de apreciação da moeda doméstica a partir de 2004.



Com uma apreciação cambial relevante, o Tesouro Nacional anunciou que compraria US\$ 700 milhões em dezembro, para se antecipar ao vencimento de parcelas da dívida externa do início de 2005. De dezembro de 2004 até março de 2005, o Banco Central adquiriu em quatro meses um montante de US\$ 12,9 bilhões; além disso, a partir de fevereiro esse órgão passou a atuar no mercado futuro de dólares como comprador. Neste tipo de operação, o Banco Central ficava passivo em taxa de juros e ativo na variação cambial (SOUZA; HOFF, 2006).

Em março de 2005, a taxa de câmbio interrompeu o processo de queda e se desvalorizou, voltando para o patamar de dezembro de 2004. É razoável supor que essa desvalorização tenha sido reflexo da atuação do Banco Central. Reforça essa tendência o fato de que em fevereiro o Copom sinalizou em sua ata que poderia interromper o processo de aumento da taxa de juros.

De abril a setembro de 2005, o Banco Central se manteve completamente ausente do mercado de câmbio. Em outubro, uma grande apreciação cambial fez o Banco Central retomar as compras volumosas no mercado à vista, adquirindo, no último trimestre de 2005, US\$ 11,3 bilhões. Contudo, as intervenções aparentemente não foram suficientes para reverter a tendência de apreciação de longo prazo, ainda que no curto prazo tenha contribuído para segurar as cotações.

A intervenção no mercado de câmbio continuou durante todo o ano de 2006. Em janeiro deste ano o nível de reservas internacionais mantidas pelo País estava em US\$ 56,9 bilhões; no final do ano, as reservas já se encontravam em US\$ 85,8 bilhões. Em 2007 o ritmo de compra de dólares pelo Banco Central foi ainda maior: até o mês de setembro de 2007 as reservas estavam em US\$ 162,9 bilhões. Todavia, essa grande intervenção do Banco Central não foi suficiente para conter a desvalorização da moeda americana.

#### **2.4. Evolução da taxa de juros no Brasil a partir de 1999**

Com a introdução das metas de inflação em junho de 1999, o Banco Central do Brasil passou a imprimir um ritmo menor de redução da taxa de juros, que vinha desde o primeiro semestre do ano. Essa postura procurou evitar que o cumprimento das metas estabelecidas para os próximos anos fosse comprometido pelas incertezas diante do novo regime.

A ata da primeira reunião do Copom sob novo regime monetário denota a preocupação com a conjuntura externa, devido principalmente à prática contracionista da política monetária norte-americana. Com a decisão de reduzir a Selic de 22% para 21%, mantendo a tendência de queda iniciada no começo de 1999, as expectativas de inflação de mercado se deterioraram significativamente durante o mês de julho, em resposta ao choque de inflação causado pelo ajustamento dos preços administrados pelo governo.

A taxa Selic parou de cair na reunião de setembro, em que foi mantida em 19,5%, interrompendo a seqüência de queda iniciada em abril de 1999. Nas reuniões do Copom de dezembro de 1999 a fevereiro de 2000, manteve-se inalterada a taxa em 19% ao ano. Essa decisão pretendeu confirmar que o aumento da inflação em outubro e novembro de 1999 se deveu a fatores específicos e transitórios, sem denotar um processo generalizado de aumento de preços.

No primeiro semestre de 2000, manteve-se o cenário favorável que se vislumbrava no início do ano. O PIB cresceu 4,3% com relação ao semestre anterior. Apesar do aumento no nível de atividade, não houve pressão sobre o nível de preços, permitindo a redução da taxa de juros de 19% em janeiro para 16,5% em julho. Contudo, no mês de agosto o Banco Central interrompeu o processo de queda da taxa Selic, mantendo-a em 16,5%.

Quando optou por não alterar a taxa básica de juros no período, o Banco Central agiu de modo a tentar antecipar os riscos previstos de inflação para o segundo e terceiro trimestres de 2000, especialmente os riscos associados aos preços administrados e do ajuste no preço internacional do petróleo, considerando a defasagem de seis a nove meses de uma redução dos juros de curto prazo sobre os preços.

No mês de dezembro de 2000, porém, as perspectivas para o cumprimento da meta de inflação para o ano de 2001 pareciam mais favoráveis, levando o Banco Central a reduzir os juros para 15,75% ao ano.

O Copom, apoiado em um cenário de consistência dos fundamentos macroeconômicos internos e da baixa volatilidade dos mercados internacionais, reduziu a taxa Selic de 15,75% para 15,25% ao ano, mantendo a trajetória de queda dos juros.

No entanto, a partir de março, o surgimento de fortes pressões sobre a taxa de câmbio e os riscos de impactos da depreciação cambial sobre o nível de preços

mudaram o rumo da atuação da autoridade monetária. Neste mês, o Banco Central promoveu a primeira elevação de 0,5 ponto percentual na taxa. Posteriormente, promoveu novas elevações nos juros nas quatro reuniões seguintes, passando de 15,75% em março para 19% em julho, mantendo inalterada até o término do ano.

No âmbito externo, as pressões sobre o câmbio foram provenientes da deterioração da situação política e econômica da Argentina e das incertezas quanto à recuperação da economia norte-americana. No âmbito interno, as pressões foram sentidas em função da instabilidade política gerada por investigações na administração pública e pelo quadro de restrição de energia elétrica, que provocaria restrições sobre o nível de produto. Nessas circunstâncias, a trajetória de queda da Selic foi revertida, sendo elevada para 19% em julho de 2001.

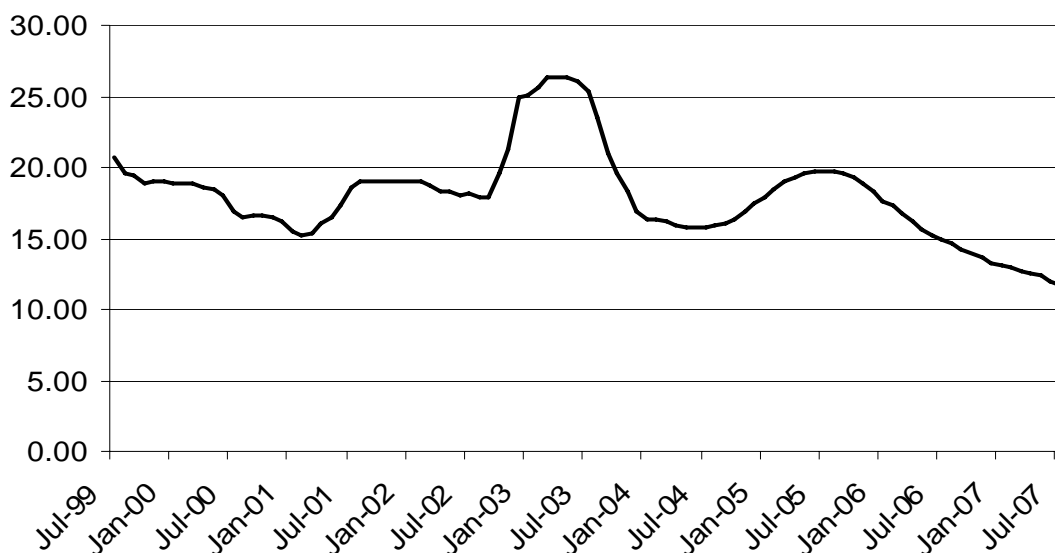
A perspectiva do Banco Central era manter uma trajetória de convergência da inflação num horizonte de 12 a 18 meses; assim, manteve a taxa básica de juros inalterada até o final do ano de 1999 em 19% ao ano.

Durante o ano de 2002, as avaliações do Banco Central eram baseadas na comparação entre as projeções de inflação e as metas. No primeiro semestre, diante de um quadro menos instável e menor pressão sobre o câmbio, o Copom reduziu a taxa Selic em três ocasiões — em julho, ela estava em 18% ao ano.

O Copom decidiu manter inalterada a taxa de juros em 18% nas reuniões de agosto e setembro, tendo em vista que as projeções para a inflação de 2003 estavam de acordo com a meta. A continuidade da pressão sobre o mercado de câmbio e a divulgação de alguns índices de inflação minaram as expectativas inflacionárias para 2003, fato que aumentou também a projeção de inflação do Copom, motivando uma reunião extraordinária para aumentar a Selic para 21% ao ano. Como reflexo do acentuado aumento das projeções de inflação e da conseqüente piora das expectativas dos agentes para a inflação, o Copom anunciou um novo aumento dos juros, primeiramente de 1% e depois de mais 3%, fechando o ano com a Selic em 25% ao ano.

De acordo com Banco Central (2003), a aceleração inflacionária no início de 2003 resultou não apenas dos efeitos inerciais da elevada inflação observada no último trimestre de 2002. A inflação refletia diretamente a deterioração das expectativas dos agentes privados, exigindo a atuação direta e imediata da política monetária. Com base nesse diagnóstico, o Banco Central elevou a meta para a taxa

Selic, de 25% ao ano, como mostrado no Figura 2, em dezembro de 2002, para 26,5% ao ano em fevereiro de 2003, mantendo-a nesse patamar até o mês de julho.



Fonte: Banco Central (2007). Elaborado pelo autor.

Figura 2 – Evolução da Taxa de Juros Anualizada – período de julho de 1999 a julho de 2007.

A partir de junho de 2003, as expectativas de inflação começaram a convergir em direção às metas fixadas para 2003 e 2004. Diante desse quadro, a política monetária passou a ser flexibilizada, permitindo redução gradativa da taxa Selic, que chegou ao final do ano em 16,5%.

No primeiro trimestre de 2004, a recuperação do nível de atividade e a elevação dos preços internacionais do petróleo tiveram impactos negativos sobre as expectativas do mercado, gerando dúvidas quanto ao cumprimento da meta de inflação. Nesse cenário, o Banco Central adotou uma posição mais cautelosa em relação à taxa de juros, mantendo-a inalterada em janeiro e fevereiro de 2004, no mesmo patamar de dezembro de 2003, ou seja, 16,5% ao ano.

A partir do segundo semestre de 2004, a confirmação da elevada recuperação econômica veio acompanhada de aumento nos níveis de preços e nas expectativas de inflação do mercado. Em resposta às expectativas, o Banco Central iniciou em setembro de 2004 um processo de elevação gradual da taxa de juros, afirmando que

as expansões da atividade econômica e do nível de utilização da capacidade instalada não estavam de acordo com a evolução dos investimentos e indicavam descumprimento da meta de inflação (Banco Central, 2004). A taxa de juros terminou o ano de 2004 em 17,25%.

Para o ano de 2005, o Banco Central, temendo o recrudescimento da inflação, manteve a política de elevação da taxa Selic iniciada no ano anterior. Dessa forma, a taxa de juros passou de 17,75% ao ano em dezembro de 2004 para 19,75% ao ano em maio de 2005, permanecendo nesse patamar até o mês de agosto.

A aceleração inflacionária no segundo semestre já era esperada, em razão da evolução do preço internacional do petróleo, que no mês de agosto de 2005 bateu novo recorde histórico. Considerando como uma situação pontual, e visto que as expectativas para o cumprimento da meta em 2005 e 2006 eram favoráveis, o Banco Central optou por iniciar uma trajetória de queda da taxa de juros. Dessa forma, a taxa Selic foi reduzida em meio ponto percentual ao mês entre setembro e dezembro, fechando 2005 em 18% ao ano.

O ano de 2006 foi marcado pela forte apreciação cambial, fator que se refletiu diretamente sobre a inflação no período. Com a inflação em queda, a taxa de juros foi fixada em 17,25% na reunião de janeiro pelo Copom. A taxa fechou o ano em 13,25%. O ano de 2007 começou com uma nova queda na taxa de juros, que foi fixada em 13%; até a reunião de setembro, o Copom reduziu a taxa cinco vezes, de modo a terminar o terceiro trimestre em 11,25%.

## **2.5 Evolução da Taxa de Inflação a partir de 1999**

Em fevereiro de 1999, a inflação medida pelo IPCA foi de 1,05%, contra 0,33% no final do mês de dezembro de 1998. Diante do risco de aceleração da inflação, era inevitável que o governo reafirmasse seu compromisso com o controle desta. Como a inflação e a taxa de câmbio estavam em ascensão, o Copom viu-se obrigado a elevar a taxa de juros Selic de 25% para 45% no final de março.

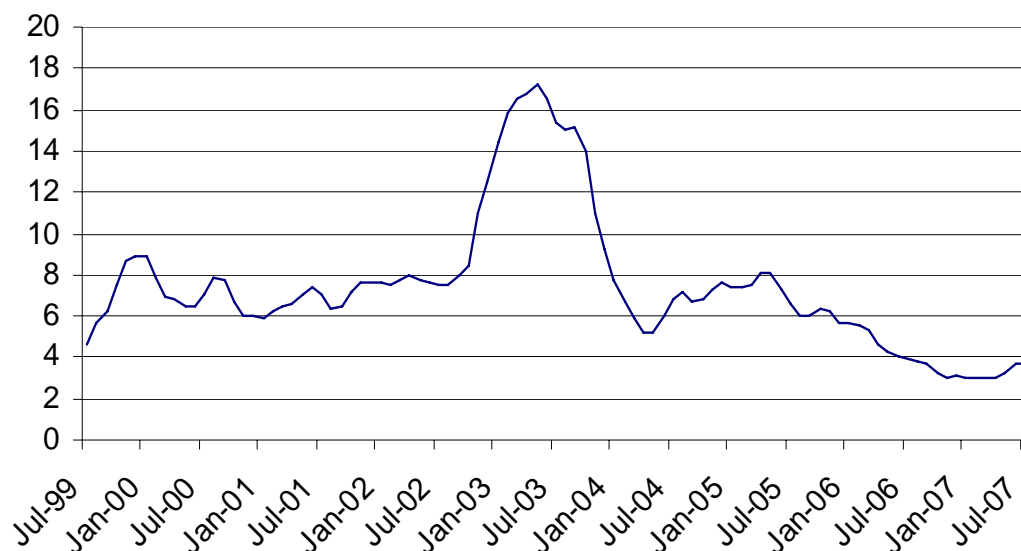
Em decorrência disso, o IPCA mostrou-se influenciado pelo endurecimento da política monetária, fechando o mês de abril em 0,56%. Desse modo, o IPCA

terminou o ano de 1999 de forma satisfatória, com inflação medida de 8,94%; a meta foi de 8,00%, com margens de 2 pontos percentuais.

Como pode ser visto em Banco Central (2007), durante o primeiro semestre de 2000 não houve pressão sobre os preços, apesar do aumento do nível de atividade econômica. No entanto, no segundo semestre, a inflação medida pelo IPCA em julho foi de 1,61%. As causas do aumento dos preços foram principalmente a entressafra agrícola e o reajuste de preços administrados. Desse modo, o IPCA fechou o ano de 2000 em 5,97%, um pouco abaixo do centro da meta estipulada pelo governo, que era de 6,00%.

As boas expectativas com relação à economia brasileira no início de 2001 indicaram que seria possível cumprir a meta de 4% de inflação para o ano, de acordo com as autoridades monetárias. No entanto, o agravamento do cenário internacional, mediante o ataque terrorista nos EUA, a moratória argentina e a restrição de energia minaram as expectativas. A meta de inflação não foi cumprida, o IPCA acumulou alta de 7,67% no ano, ficando bem acima da meta de 4%, mais dois pontos percentuais de margem. As principais contribuições vieram da desvalorização da taxa de câmbio e do aumento dos preços controlados.

Nos primeiros meses do ano de 2002 as expectativas em relação à economia tinham melhorado; a projeção do mercado para a inflação estava dentro da meta de 3,5% ao ano, porém, a partir de setembro de 2002, o cenário deteriorou-se, mediante incertezas com relação ao processo eleitoral brasileiro. Em dezembro, as expectativas para a inflação de 2003 alcançaram 11% ao ano. O IPCA fechou o ano em 12,53%, a maior inflação dos últimos anos, como mostra a Figura 3.



Fonte: Banco Central (2007). Elaborado pelo autor.

Figura 3 – Evolução da Taxa de Inflação acumulada 12 meses – período julho de 1999 a julho de 2007.

De acordo com Banco Central (2003), em 2003, a inflação se comportou de forma distinta nos dois semestres do ano. No primeiro, a taxa de inflação acumulou variação de 5,13%. A aceleração inflacionária deu-se por influência da deterioração da expectativa dos agentes privados. A partir disso, o Banco Central elevou a meta de inflação a ser perseguida em 2003 de 4% para 8%. No segundo semestre, as expectativas com relação à inflação para o ano de 2004 melhoraram e o IPCA terminou o ano em 9,3%.

A inflação no início de 2004 foi de 0,37% em abril, contra 0,76% em janeiro, o que indicou que a recuperação econômica era compatível com inflação controlada; contudo, a partir do segundo semestre, a inflação esperada para o ano pelo mercado aumentou de 6,5% no mês de junho para 7,4% a.a. no mês de setembro. O IPCA terminou o ano em 7,6% a.a., dentro da meta estipulada pelo Banco Central (BANCO CENTRAL; 2004).

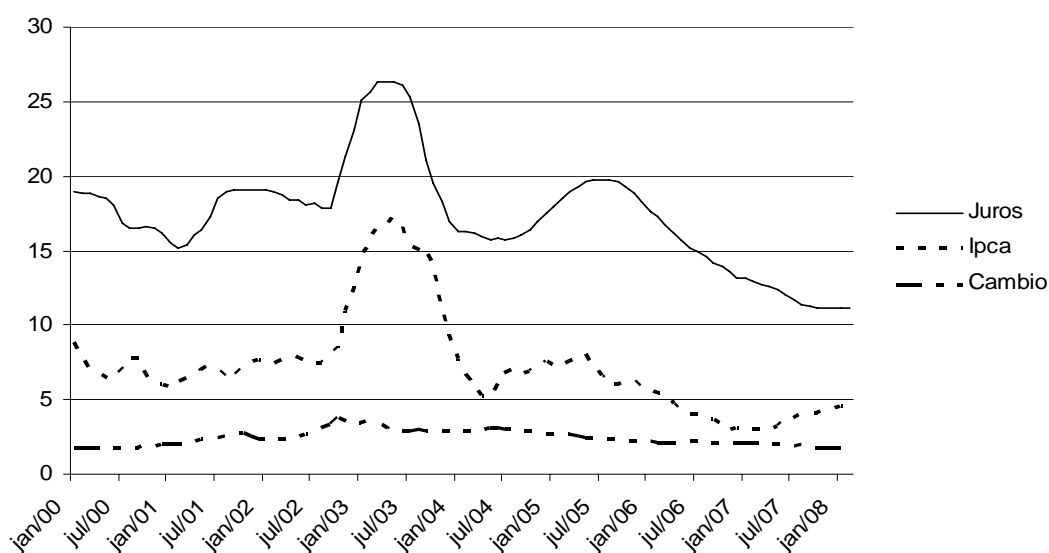
Em 2005, a inflação continuou em crescimento, passando de 0,58% no mês de janeiro para 0,87% em abril; após sucessivas elevações na taxa de juros, no mês de maio a inflação foi de 0,49% e, em junho, houve deflação de 0,02%. Uma

aceleração inflacionária no segundo semestre era esperada, em decorrência do aumento do preço do petróleo, e a inflação terminou o ano em 6,69%.

Devido aos grandes superávits comerciais alcançados pelo Brasil, estes fizeram com que a taxa de câmbio se valorizasse durante todo o ano de 2006, o que deu grande folga ao IPCA, que fechou o ano em 3,14%, bem abaixo da meta estipulada pelo governo, que era de 4,5%.

## 2.6. Síntese da dinâmica da Taxa de Câmbio, Juros e Inflação no Brasil no período de julho de 1999 a julho de 2007

Na Figura 4 são apresentadas as variáveis taxa de câmbio, taxa de juros e inflação no período de julho de 1999 a julho de 2007. Pode-se notar que as séries analisadas apresentaram comportamento parecido durante o período. Após a implantação do regime de metas de inflação, a taxa de juros se mostrou decrescente, permanecendo no patamar entre 15,7% e 20,4% até setembro de 2002 – o mesmo comportamento pode ser observado na inflação. Após o regime de metas, a inflação se manteve entre 4,5% e 8,9% até setembro de 2002.



Fonte: Banco Central (2007). Elaborado pelo autor.

Figura 4 – Evolução da Taxa de Juros Anualizada, Taxa de Câmbio e Inflação acumulada nos últimos 12 meses – período de janeiro de 2000 a janeiro 2008



No entanto, as eleições presidenciais de 2002 trouxeram grande instabilidade ao mercado, com o receio de que o novo presidente não mantivesse a política monetária do governo anterior. A partir de setembro de 2002 a taxa de inflação começou a exibir a influência da desvalorização da taxa de câmbio iniciada em maio de 2002, de modo que em dezembro deste mesmo ano a inflação fechou o ano em 12,53% – maior índice desde o início do Plano Real.

Em abril de 2003, o novo governo recuperou a confiança do mercado e a taxa de câmbio voltou a se valorizar, fechando o mês em R\$ 2,88 por dólar. Em resposta, a taxa de inflação e a taxa de juros se mostraram decrescentes, de modo que em maio a inflação anualizada foi de 5,15%. Contudo, o Banco Central interveio no mercado de câmbio, comprando divisas com a intenção de conter a forte valorização e recompor reservas perdidas na crise de confiança anterior; essas compras fizeram com que a moeda voltasse a se desvalorizar, gerando novo impulso inflacionário em 2005 e no primeiro semestre de 2006.

A partir do final de 2005 até julho de 2007, a taxa de câmbio valorizou continuamente, o que implicou constante queda da taxa de inflação e imediata diminuição das taxas de juros.

### 3. MODELO TEÓRICO

O fenômeno de *overshooting* em macroeconomia descreve as flutuações dos preços e da taxa de câmbio mediante variação na base monetária. Esse efeito é tido como de curto prazo, pois, considerando a neutralidade da moeda, toda variação na base monetária dever significar, no longo prazo, variação de igual magnitude no nível de preço de uma economia. Como destaca Frankel (1986), no longo prazo espera-se que todos os preços cresçam na mesma proporção da expansão monetária.

Dornbusch (1976) foi o primeiro autor a formalizar o efeito do *overshooting* na taxa de câmbio. Segundo esse autor, no curto prazo, uma expansão monetária induz primeiramente uma imediata depreciação na taxa de câmbio. O efeito da política monetária na taxa de juros e na taxa de câmbio é significativamente afetado pelo comportamento do produto real. Se o produto real permanecer fixo, uma expansão monetária, no curto prazo, diminuirá a taxa de juros, causando o *overshooting* na taxa de câmbio, depreciando-a com relação ao seu equilíbrio de longo prazo.

O modelo de Dornbusch (1976) foi adaptado por Frankel (1986) para analisar o *overshooting* de preços agrícolas (*commodities*). No modelo de economia fechada de Frankel (1986), chega-se à conclusão de que um declínio no nível de oferta monetária, no curto prazo, aumenta a taxa de juros real, a qual deprecia os preços das *commodities*; estes preços caem mais que proporcionalmente em resposta à mudança na oferta monetária. Segundo Saghayan et al. (2002), a extensão do *overshooting* nos preços agrícolas depende positivamente do peso que os bens manufaturados têm no índice de preços.

Todos os trabalhos citados anteriormente consideram a taxa de juros uma variável endógena no sistema, com a política monetária sendo conduzida via

variação no estoque de moeda. Todavia, como destacaram Almeida et al. (2003), recentemente muitos países estão adotando metas de inflação como forma de orientação para a política monetária, as quais vêm obtendo relativo sucesso no controle da inflação. Freitas e Muinhos (2002) ressaltaram que muitos bancos centrais estão utilizando o chamado “regime de metas de inflação”, cujo objetivo é predefinir um intervalo ou banda em que a inflação pode variar, de modo que dê mais transparência e credibilidade à política monetária.

Muitos trabalhos procuram dar mais realidade à política monetária do Banco Central, substituindo a meta de oferta monetária por uma regra de taxa de juros real. Alguns trabalhos, como os de Ball (1998) e Romer (2000), procuraram dar mais clareza à nova regra de taxa de juros real.

Este trabalho introduz essa nova realidade da política monetária no modelo inicialmente proposto por Dornbusch (1976); para isso, incluiu-se uma equação de regra da taxa de juros nominal, também chamada de “regra de Taylor”. De acordo com Woodford (2001), a regra de Taylor incorpora diversas características de uma política monetária ótima, como, por exemplo, minimizar a variação da inflação, dada uma meta a ser alcançada.

A adoção de um regime de metas de inflação implica endogeneizar a moeda, pois esta agora não é mais a variável-meta do Banco Central, e sim a variável manipulada de modo a fazer a taxa de juros convergir para a meta desejada, passando, assim, a taxa de juros nominal a desempenhar papel importante na condução da política monetária.

### **3.1 Estrutura do Modelo**

O modelo considera um país pequeno com relação ao mundo, não podendo, assim, interferir na taxa de juros internacional. Assume-se também perfeita mobilidade de capital; paridade de poder de compra entre os países; e renda real fixa. A variável índice de preços é denominada  $P$  e, nesse modelo, foi estabelecido que  $\ln P = p$ .

A equação (1) representa a curva IS. A equação IS é função da taxa de juros nominal ( $r$ ) e da taxa de câmbio real denotada por  $(e - \dot{p})$ , em que  $e$  é a taxa de câmbio nominal e  $\dot{p}$  é a taxa de inflação na economia; tem-se também que  $y$  é a renda. Os parâmetros  $a$  e  $b$  são positivos.

$$y = a(e - \dot{p}) - br \quad (1)$$

A taxa de ajustamento nos preços é denotada pela equação (2), também chamada de curva de Phillips, em que  $\dot{p}$  é função do produto corrente e do nível de produto de pleno emprego. O parâmetro  $c$  é positivo.

$$\dot{p} = c(y - \bar{y}) \quad (2)$$

A equação (3) denota a relação entre a variação da taxa de câmbio nominal ( $\dot{e}$ ), taxa de juros nominal doméstica ( $r$ ), taxa de juros internacional ( $r^*$ ) e um componente de risco ( $\theta$ ). Deve-se lembrar de que um pressuposto do modelo é a perfeita previsão dos agentes, de modo que a taxa de câmbio seja igual à taxa de câmbio esperada. A equação é modelada segundo Carneiro e Wu (2007) e Muinhos et al. (2002).

$$r^* = r - \dot{e} - \theta \quad (3)$$

O modelo proposto inicialmente por Dornbusch (1976) leva em consideração o modelo IS-LM. Porém, como destacou Romer (2000), os bancos centrais assumem uma regra de taxa de juros nominal em vez de meta de oferta monetária, cuja utilização é mais realista para os padrões dos últimos anos.

A equação (4) denota uma regra de taxa de juros; pode-se dizer que representa uma regra de Taylor simplificada. Romer (2000) destacou que uma regra de juros pode depender apenas do nível de preços atual e de equilíbrio; porém, sugere uma regra mais realista, considerando o produto atual e o produto de pleno emprego ou natural. O parâmetro  $d$  assume valores positivos.

$$r = d(p - \bar{p}) \quad (4)$$

### 3.2 Dinâmica do Modelo

Tomando a equação (1) e substituindo na equação (2), tem-se:

$$\dot{p} = c[a(e - \dot{p}) - br - \bar{y}] \quad (5)$$

Substituindo a equação (4) na equação (5), obtém-se:

$$\dot{p} = c[a(e - \dot{p}) - bd(p - \bar{p}) - \bar{y}] \quad (6)$$

ou ainda:

$$\dot{p} = \frac{1}{1+ac} [ace - bcd(p - \bar{p}) - c\bar{y}] \quad (7)$$

Tomando a equação (7) no estado estacionário ( $\dot{p} = 0$ ) e fazendo a versão de equilíbrio, chega-se a:

$$0 = \frac{1}{1+ac} [ac\bar{e} - bcd(\bar{p} - \bar{p}) - c\bar{y}] \quad (8)$$

Subtraindo a equação (7) de (8) e rearranjando os termos, obtém-se:

$$\dot{p} = \frac{1}{1+ac} [ac(e - \bar{e}) - bcd(p - \bar{p})] \quad (9)$$

A equação (9) é uma das equações-chave do modelo.

Agora, substituindo a equação (4) na equação (3), tem-se:

$$r^* = d(p - \bar{p}) - \dot{e} - \theta \quad (10)$$

Rearranjando os termos, obtém-se:

$$\dot{e} = d(p - \bar{p}) - r^* - \theta \quad (11)$$

A equação (11) é outra equação-chave no modelo.

O sistema dinâmico é composto pelas equações (9) e (11) e em notação matricial, pode ser representado da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} \dot{p} \\ \dot{e} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{-bcd}{1+ac} & \frac{ac}{1+ac} \\ d & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (p - \bar{p}) \\ (e - \bar{e}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ -r^* - \theta \end{bmatrix} \quad (12)$$

Fazendo  $\det(A - \lambda I) = 0$ , encontram-se as raízes  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ , que, na forma expandida, são obtidas da seguinte maneira:

$$\left( \frac{-bcd}{1+ac} - \lambda \right) (-\lambda) - d \left( \frac{ac}{1+ac} \right) = 0$$

$$\lambda^2 + \left( \frac{bcd}{1+ac} \right) \lambda - \frac{acd}{1+ac} = 0$$

$$\Delta = \left[ \left( \frac{bcd}{1+ac} \right)^2 + 4 \times \frac{acd}{1+ac} \right]$$

$$\lambda_{1,2} = \frac{-\left( \frac{bcd}{1+ac} \right) \pm \sqrt{\left( \frac{bcd}{1+ac} \right)^2 + \frac{4acd}{1+ac}}}{2} \quad (13)$$

Como  $\frac{4acd}{1+ac} > 0$ , há uma raiz negativa e outra positiva no sistema.

A fim de entender a estabilidade do sistema, ignora-se a raiz positiva, como feito em Dornbusch (1976) e Frankel (1986). O equilíbrio alcançado é do tipo ponto de sela, pois apresenta raízes com sinais contrários.

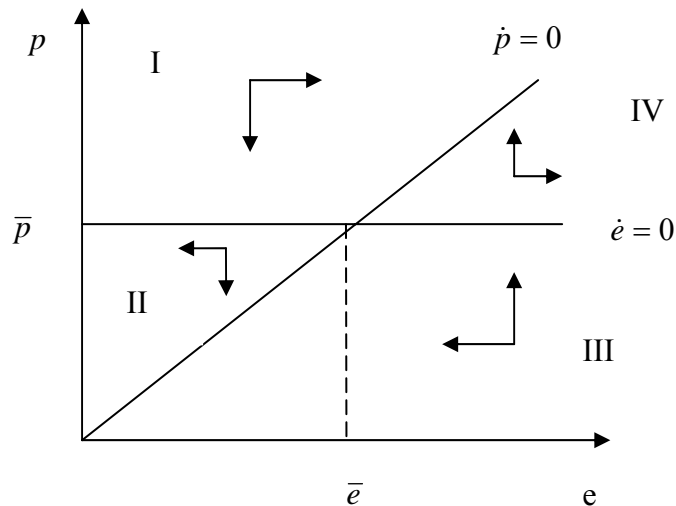
Seja  $-\lambda$  ( $\lambda > 0$ ) a raiz negativa do sistema. Como em Frankel (1986) e Saghayan (2002), a solução para a trajetória futura da taxa de câmbio e do índice de preço no curto prazo *vis-à-vis* o longo prazo, em que  $t$  varia de  $0 < t < \infty$ , pode ser descrita pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned} e(t) - \bar{e}(t) &= \exp(-\lambda t)[e(0) - \bar{e}(0)] \\ p(t) - \bar{p}(t) &= \exp(-\lambda t)[p(0) - \bar{p}(0)] \end{aligned} \quad (14)$$

Na forma de equações diferenciais, tem-se:

$$\begin{aligned} \dot{e} &= -\lambda(e - \bar{e}) \\ \dot{p} &= -\lambda(p - \bar{p}) \end{aligned} \tag{15}$$

Utilizando as equações (9) e (11) e fazendo ambas na forma estacionária ( $\dot{e} = 0, \dot{p} = 0$ ), é possível construir o seguinte diagrama de fase:



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 5 - Dinâmica de ajustamento do câmbio e preços.

O processo de ajustamento pode ser descrito na Figura 4. No quadrante I, tem-se a seguinte dinâmica: acima da linha de equilíbrio no mercado de bens ( $\dot{p} = 0$ ) e acima da linha de equilíbrio da política monetária, há excesso de oferta de bens na economia, fazendo com que os preços caiam. Por outro lado, a taxa de câmbio se deprecia, criando uma demanda excedente por bens domésticos, pois diminuem os preços relativos, convergindo assim para o ponto de equilíbrio.

No quadrante II, está-se acima da linha de equilíbrio do mercado de bens, fazendo com que o nível de preços caia; porém, está-se abaixo da linha de equilíbrio da política monetária, fazendo com que a taxa de câmbio se aprecie, aumentando o nível de preços relativos na economia — nesse quadrante há divergência com relação ao equilíbrio.

No quadrante III, está-se abaixo da linha de equilíbrio do mercado de bens e também abaixo da linha de equilíbrio da política monetária, fazendo com que a demanda agregada seja maior que a oferta, aumentando o nível de preços. Por outro

lado, há uma apreciação cambial cujo efeito é a diminuição da demanda por produtos domésticos por meio da redução do nível de preços relativos.

No quarto quadrante, está-se abaixo da linha de equilíbrio do mercado de bens e acima da linha de equilíbrio da política monetária. O resultado é um excesso de demanda, fazendo com que o nível de preços cresça; porém, a taxa de câmbio se deprecia, aumentando a demanda por bens domésticos, respondendo a uma queda no nível de preços relativos.

Utilizando as equações (11) e (15), tem-se:

$$-\lambda(e - \bar{e}) = d(p - \bar{p}) - r^* - \theta$$

$$e = \bar{e} - \frac{1}{\lambda}[d(p - \bar{p}) - r^* - \theta] \quad (16)$$

Substituindo a equação (4) em (16), obtém-se:

$$e = \bar{e} - \frac{1}{\lambda}[r - r^* - \theta] \quad (17)$$

Diferenciando a equação (17), chega-se a:

$$\Delta e = \Delta \bar{e} - \frac{1}{\lambda}[\Delta r - \Delta r^* - \Delta \theta] \quad (18)$$

A partir da equação (18) podem-se tirar importantes conclusões a respeito do ajustamento da taxa de câmbio. Se a taxa de juros doméstica aumentar ( $\Delta r > 0$ ), a taxa de câmbio tende a se valorizar ( $\Delta e < 0$ ), mantidas as demais variáveis constantes. Contudo, se a taxa de juros internacional tida como constante sofrer algum choque, como uma elevação ( $\Delta r^* > 0$ ), a taxa de câmbio se deprecia ( $\Delta e > 0$ ).

O raciocínio análogo pode ser feito no caso de as duas taxas de juros variarem na mesma direção. No caso de uma queda nas duas taxas de juros, porém queda



menor na taxa doméstica ( $\Delta r < \Delta r^*$ ), tem-se o efeito de depreciação do câmbio; por outro lado, uma queda menos acentuada da taxa de juros internacional tem o efeito de apreciação do câmbio.

Outro importante resultado pode ser acompanhado na equação (19). A equação (19) é uma derivação da equação (18) em relação à taxa de juros doméstica.

$$\frac{\Delta e}{\Delta r} = \frac{\Delta \bar{e}}{\Delta r} - \frac{1}{\lambda} \left( \frac{\Delta r}{\Delta r} - \frac{\Delta r^*}{\Delta r} - \frac{\Delta \theta}{\Delta r} \right)$$

Como o país considerado no modelo é pequeno, ele não interfere na taxa de juros internacional e, desse modo,  $\frac{\Delta r^*}{\Delta r} = 0$ .

$$\frac{\Delta e}{\Delta r} = \frac{\Delta \bar{e}}{\Delta r} - \frac{1}{\lambda} \left( 1 - \frac{\Delta \theta}{\Delta r} \right) \quad (19)$$

A partir da equação (19), podem-se considerar duas situações. A primeira diz respeito à consideração de que alterações nas taxas de juros domésticas não têm relação com a percepção de risco dos investidores; assim, pode-se considerar  $\frac{\Delta \theta}{\Delta r} = 0$ . Fazendo essa consideração, a taxa de câmbio reage a uma alteração na taxa

de juros doméstica na razão:

$$\frac{\Delta e}{\Delta r} = \frac{\Delta \bar{e}}{\Delta r} - \frac{1}{\lambda}$$

A mudança na taxa de câmbio, no curto prazo, leva em conta a alteração na taxa de câmbio de equilíbrio. No entanto, se for considerado que uma alteração na taxa de juros modifica a percepção de risco dos agentes, é necessário considerar a alternativa  $\frac{\Delta \theta}{\Delta r} > 0$ , em um que aumento nos juros pode sinalizar um risco futuro de não-cumprimento dos acordos associados à dívida. Neste caso, uma elevação na taxa de juros doméstica pode depreciar a taxa de câmbio no curto prazo.

## 4. METODOLOGIA

Nesta seção apresenta-se o modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), que permite analisar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis econômicas e seus choques. Essas inter-relações ocorrem sobre a taxa de juros, taxa de câmbio e um índice de preços. O período de análise vai de julho de 1999 a julho de 2007.

### 4.1 Estacionariedade

Segundo Gujarati (2000), uma série é estacionária fracamente quando sua média é constante ao longo do tempo; sua variância também deve ser constante ao longo do tempo; e sua covariância indica que a autocorrelação entre dois valores de  $y_t$ , tomados a partir de dois períodos de tempo distintos, depende somente do intervalo de tempo entre esses dois valores e não de sua data, ou seja,  $Cov(y_t, y_{t+s})$  é constante para todo  $t$  que não seja igual a  $s$ .

Caso um dos pressupostos mencionados não seja atendido, a série temporal analisada não é estacionária. A utilização de séries temporais não-estacionárias na análise de regressão clássica pode levar a um problema conhecido na literatura como “regressão espúria”, cuja principal característica é um elevado valor de  $R^2$ ,  $t$  – estatístico e uma estatística DW baixa, que podem parecer significativos, porém não têm nenhum significado econômico.

As séries temporais econômicas são na sua maioria não-estacionárias em nível. Contudo, séries não-estacionárias podem-se tornar estacionárias depois de uma ou mais diferenciações. Uma série temporal que precisa ser diferenciada “d” vezes para se tornar estacionária é chamada integrada de ordem “d” ou I(d). Desse modo, uma série estacionária em nível é dita ser I(0).

Uma série estacionária é importante em economia, pois não faz sentido econômico trabalhar com séries que são explosivas com o passar do tempo. Utilizam-se testes de raiz unitária com a finalidade de testar a estacionariedade de uma série; o passo seguinte é testar a co-integração das séries de modo a utilizar o modelo VAR.

## 4.2 Outlier e Teste de Raiz Unitária

Maddala e Kim (1998) caracterizaram os *outliers* como observações aberrantes com relação aos demais dados. Os *outliers* podem ser causados por mudanças de políticas, guerras, desastres, erros de medição ou especificações errôneas. *Outliers* podem provocar mudanças no nível da série, a qual pode ser abrupta ou suave, e alterações na trajetória de sua tendência.

Conforme Maddala e Kim (1998), Fox (1972) foi o primeiro a dedicar-se aos problemas causados pelos *outliers* nas séries temporais, classificando os *outliers* como *additive outliers* (AO) e *innovation outliers* (IO). Tsay (1988) estendeu a classificação, considerando mais dois tipos diferentes de *outliers*: *variance changes* (VC) e *level changes* (LC).

No AO as observações subseqüentes não são afetadas por este, e a mudança ocorre na função tendência de forma instantânea. O IO ocorre quando uma grande inovação acontece na economia, afetando a dinâmica do modelo temporal, e a mudança acontece de forma gradual.

Segundo Enders (1995), na presença de quebra estrutural os testes de raiz unitária convencionais do tipo Dickey-Fuller e Phillips-Perron não são os mais indicados, pois têm maior possibilidade de não rejeitar a hipótese nula de que há raiz unitária, diminuindo assim o poder desses testes. Nesses casos, os testes de raiz unitária mais indicados são os que levam em consideração a quebra estrutural.

Lütkepohl e Krätzing (2004) recomendaram que, se há *shift* (constante) no nível da série, deve-se adicionar uma função *shift*, a qual é denotada por  $f_t(\theta)' \gamma$ , bem como um termo determinístico  $\mu_t$ . O modelo tem o seguinte formato:

$$x_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + \varepsilon_t \quad (20)$$

em que  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros não conhecidos ou vetores de parâmetros e os erros  $\varepsilon_t$  são gerados por um processo AR(p), dado por  $\alpha^*(L)(1 - \rho L)\varepsilon_t = u_t$ , com  $\alpha^*(L) = 1 - \alpha_1^* L - \dots - \alpha_{p-1}^* L^{p-1}$ .

A função *shift* pode ser de três tipos diferentes: *shift dummy*; função de distribuição exponencial; e função racional. Elas podem ser representadas da seguinte forma:

$$f_t^{(1)} = d_{1t} = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}$$

$$f_t^{(2)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t > T_B \\ 1 - \exp\{-\theta(t - T_B + 1)\}, & t \geq T_B \end{cases}$$

ou

$$f_t^{(3)}(\theta) = \begin{cases} 0, & t < T_B \\ \gamma_1, & t = T_B \\ \gamma_1 + \sum_{j=1}^{t-T_B} \theta^{j-1} (\theta \gamma_1 + \gamma_2), & t > T_B \end{cases}$$

No primeiro caso, a função é um simples *shift dummy* com o *shift* na observação  $T_B$ . A função não envolve nenhum parâmetro  $\theta$ , e o parâmetro  $\gamma$  é um escalar. No segundo caso, a função *shift* é baseada numa função de distribuição exponencial, a qual admite um *shift* não-linear gradual no início da observação  $T_B$ . No termo de *shift*  $f_t^{(2)}(\theta)$ , ambos ( $\theta$  e  $\gamma$ ) são parâmetros escalares; o primeiro assume valores maiores que zero, enquanto o segundo assume qualquer valor. A terceira função é vista como racional, em que é aplicado um operador de diferença na *shift dummy*  $d_{1t}$ .

No entanto, uma série econômica pode apresentar mais de um *shift* ou quebra estrutural ao longo das observações. Nesse sentido, Franses e Haldrup (1994) desenvolveram um teste simples e prático para testar raízes unitárias em séries com mais de uma quebra.

O teste consiste em incluir variáveis *dummy* na função auto-regressiva no teste de Dickey-Fuller Aumentado; de acordo com os autores, a inclusão de *dummies* tipo *pulse* não interfere na distribuição-limite do teste ADF. O teste deve ser feito da seguinte forma:

$$\Delta z_t = (\alpha - 1)z_{t-1} + \sum_{i=0}^p \sum_{j=1}^k \omega_{ij} D_{t-i}^j + \sum_{i=1}^p \psi_i \Delta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

em que se testa se o termo  $\alpha - 1$  é igual a zero, levando em consideração as estatísticas ADF. As variáveis *dummies* incluídas no modelo devem assumir valores 0 ou 1.

### 4.3 Co-integração

Após constatação pelo teste de raiz unitária de que as séries não são estacionárias em nível, quer dizer, apresentam raiz unitária, a etapa seguinte é identificar as relações de co-integração. Engle e Granger (1987) chegaram à conclusão de que uma combinação linear de duas ou mais séries não-estacionárias pode ser estacionária. Caso essa combinação exista, ela pode ser interpretada como relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Para que duas ou mais séries sejam co-integradas, elas devem ter a mesma ordem de integração, ou seja, se uma série for I(1), todas as demais também devem ser I(1). O teste de co-integração de Johansen (1988) baseia-se em um modelo VAR.

Caracterizando o modelo estimado neste trabalho, cujas variáveis endógenas são taxa de juros nominal ( $r$ ), taxa de câmbio ( $e$ ) e índice de preços ( $p$ ), um VAR é representado pelo seguinte conjunto de equações lineares:

$$\begin{aligned}
r_t &= \sum_{j=1}^k \theta_{11j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{12j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{13j} p_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \\
e_t &= \sum_{j=1}^k \theta_{21j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{22j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{23j} p_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \\
p_t &= \sum_{j=1}^k \theta_{31j} r_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{32j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_{33j} p_{t-j} + \varepsilon_{3,t}
\end{aligned} \tag{22}$$

em que  $p$  é o número de defasagens das variáveis;  $\theta$ , parâmetros; e  $\varepsilon$ , erros.

Assumindo que  $x_t$  seja o vetor das variáveis  $r$ ,  $e$  e  $p$ , pode-se representar o sistema (22) em notação matricial da seguinte forma:

$$x_t = \Theta_1 x_{t-1} + \Theta_2 x_{t-2} + \dots + \Theta_p x_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{s=1}^p \Theta_s x_{t-s} + \varepsilon_t \tag{23}$$

em que  $x_t$  é o vetor ( $k \times 1$ ) das variáveis do modelo;  $\Theta_s$  são matrizes ( $n \times n$ ), que relacionam os termos defasados das variáveis com os valores correntes destas;  $n$  é o número de variáveis; e  $\varepsilon_t$  é o vetor ( $k \times 1$ ) dos erros.

A equação (23) pode ser representada com uso do operador de defasagem  $B$ :

$$(I - \Theta_1 B - \Theta_2 B^2 - \dots - \Theta_p B^p) x_t = \varepsilon_t \tag{24}$$

em que  $B^m x_t = x_{t-m}$ , para qualquer  $1 < m < p$ .

Após definição das defasagens incluídas no modelo, as equações (23) e (24) representam a forma definitiva do modelo.

Segundo Johansen (1988), pode-se adotar a seguinte forma para estimar as relações de co-integração:

$$\Delta x_t = \prod x_{t-1} + \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta x_{t-s} + \varepsilon_t \tag{25}$$

$$\text{em que } \prod = \sum_{s=2}^p (\Theta_s - 1) \quad e \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p \Theta_j$$

O posto da matriz  $\prod$  é  $r$ , tal que  $0 < r < k$ ; então haverá matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ , de dimensão ( $r \times k$ ), tal que  $\prod = \alpha \beta^T$  e que  $\beta^T x_t$  seja estacionária. O posto  $r$  é o

número de relações de co-integração, e cada coluna de  $\beta$  é um vetor de co-integração.

O método de Johansen consiste em estimar a matriz  $\Pi$  por máxima verossimilhança, na forma irrestrita. Em seguida, testa-se se as restrições decorrentes do posto de  $\Pi$  podem ser rejeitadas. A hipótese nula de que há  $r$  vetores de co-integração é testada por dois testes de razão de verossimilhança: teste do traço e teste do máximo autovalor.

Johansen e Juselius (1990) indicaram o teste do traço e o teste do autovalor máximo. Os valores críticos dos testes são utilizados para verificar a existência do número máximo de vetores de co-integração.

Segundo Enders (1995), o teste estatístico de traço é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$P(r_0) = T \sum_{r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (26)$$

em que  $r_0 = 0, 1, \dots, k-1$ , quando  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo autovalor;  $P$  é a estatística de traço; e  $T$  é o número de observações. O teste do traço testa a seguinte hipótese:

$$H_0: r < r_0$$

$$H_A: r > r_0$$

Conforme Enders (1995), o teste do autovalor máximo é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$P(r_0, r_0 + 1) = T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (27)$$

em que se testam as seguintes hipóteses:

$$H_0: r = r_0$$

$$H_A: r = r_0 + 1$$

#### 4.4. Modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) e Modelo de Correções de Erros (VECM)

O modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR) é um importante instrumento de determinação dos efeitos dinâmicos de choques nas variáveis incluídas no modelo.

Esse método tem sido bastante difundido em modelos de análises de séries temporais econômicas.

Esta metodologia (VAR) possibilita a obtenção de elasticidades de impulso para  $k$  períodos à frente. As elasticidades de impulso são uma forma de avaliar o comportamento das variáveis a partir de choques não-antecipados nas variáveis endógenas do sistema.

Um modelo VAR é representado na equação (23). De acordo com Raposo (2000), o vetor  $x_t$  representa um processo estocástico estacionário com médias móveis, dado por:

$$x_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (28)$$

em que  $A_j$  são matrizes de ordem  $(n \times n)$ , para todo  $j$ ;  $A_0$  é uma matriz identidade; e  $\varepsilon_{t-i}$  é o vetor  $(n \times 1)$  de erros com defasagens  $i$ , para todo  $i \geq 0$ .

A equação (28) pode ser descrita na forma simplificada de operador de defasagens  $B$ :

$$x_t = A(B) \varepsilon_t \quad (29)$$

em que  $A(B) = A_0 + A_1 B + A_2 B^2 + \dots$

O erro  $\varepsilon_t$  da equação (29) representa o erro de previsão de um período à frente, calculado com base nas informações disponíveis até  $t-1$ , e é dado pela expressão:

$$\varepsilon_t = x_t - E(x_t / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$$

O erro de previsão de  $k$  períodos à frente é dado por  $x_{t+k} - E(x_{t+k} / x_t, x_{t-p}, \dots)$ .

Com as raízes do polinômio  $A(B)$  todas maiores que 1, a equação (29) pode também ser escrita na forma auto-regressiva, ou seja, multiplicando-a por  $A(B)^{-1}$ , obtém-se:

$$A(B)^{-1} x_t = \varepsilon_t \quad (30)$$

A equação (30) é uma representação mais ampla de um processo auto-regressivo vetorial em relação à equação (24).



Nos modelos VAR tradicionais, a limitação é de que as séries devem ser estacionárias. Caso as séries incluídas no modelo sejam não-estacionárias em nível, deve-se estimar um VAR restrito ou reparametrizado, denominado Vetor de Correção de Erros (VEC).

Segundo Lütkepohl e Krätzing (2004), o modelo VEC pode ser descrito da seguinte forma:

$$\Delta x_t = \Omega_1 x_{t-1} + \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (31)$$

em que  $\Omega = -(I_k - \Theta_1 - \dots - \Theta_p)$  e  $\Gamma_i = -(\Theta_{i+1} + \dots + \Theta_p)$  para  $i = 1, \dots, p-1$ .

O modelo VEC é obtido da equação (23), subtraindo  $x_{t-1}$  de ambos os lados e rearranjando os termos. Os  $\Gamma_j$ s com ( $j = 1, \dots, p-1$ ) são referentes aos parâmetros de curto prazo, e  $\Omega_1 x_{t-1}$  é chamado de termo de longo prazo.

Desse modo, o VEC consiste em um VAR reparametrizado, de tal forma que as variáveis endógenas sejam forçadas a convergir, no longo prazo, para suas relações de co-integração, embora possam variar no curto prazo, ou seja, o VEC é o VAR com as restrições de co-integração.

#### 4.5. Função Impulso-Resposta

A equação (28) representa uma equação de média móvel, a qual pode ser simplificada e reescrita como:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \varepsilon_{t-1} \quad (32)$$

em que  $\mu = [\bar{x}, \bar{y}]$ .

Segundo Enders (1995), este modelo representa a essência da metodologia que permite traçar a influência do choque em uma variável ao longo do período analisado. Para ilustrar a construção da função impulso-resposta, considera-se um sistema bivariado simples na forma matricial, dado por:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (33)$$

A equação (33) pode ser reescrita na forma matricial, da seguinte maneira:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (34)$$

A equação (34) expressa a relação entre  $y_t$  e  $z_t$  em termos das seqüências  $\{\varepsilon_{1t}\}$  e  $\{\varepsilon_{2t}\}$ . Entretanto, a equação (34) pode ser reescrita em termos de  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$ .

Uma vez que  $\varepsilon_t = B^{-1}e_t$ , tem-se:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = [1/(1-b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{zt} \end{bmatrix} \quad (35)$$

As equações (34) e (35) podem ser combinadas da forma:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + [1/(1-b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{y,t-i} \\ e_{z,t-i} \end{bmatrix} \quad (36)$$

Pode-se simplificar a equação matricial (36) definindo uma matriz  $\phi_i$  com elementos  $\phi_{jk}(i)$ :

$$\phi_i = [A_1^i / (1-b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (37)$$

Desse modo, a representação da média móvel nas equações (36) e (37) pode ser reescrita para os termos das seqüências  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$ :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{y,t-i} \\ e_{z,t-i} \end{bmatrix}$$

De forma mais compacta:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i e_{t-i} \quad (38)$$

Os coeficientes  $\phi_i$  podem ser usados para gerar os efeitos de choques em  $\{\varepsilon_{yt}\}$  e  $\{\varepsilon_{zt}\}$ . O coeficiente  $\phi_{jk}(0)$  é o multiplicador de impacto no tempo zero, assim como  $\phi_{jk}(1)$  é o multiplicador de impacto em um período seguinte. O multiplicador de longo prazo para  $n$  períodos como efeito de um choque em  $\{\varepsilon_{yt}\}$  pode ser dado por  $\sum_{i=0}^{\infty} \phi_{12}(i)$ . O conjunto de quatro coeficientes  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  e  $\phi_{22}(i)$  é chamado função de impulso-resposta.

#### 4.6. Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

A decomposição da variância é uma ferramenta importante no método VAR para a análise da causalidade entre as variáveis e suas relações mutuas. A decomposição da variância dos erros de previsão pode ser gerada para  $k$  períodos à frente.

A equação (39) indica o erro de previsão do VAR para  $k$  períodos no futuro:

$$y_{t+k} - \hat{y}_{t+k} = \varepsilon_{t+k} + \Psi_1 \varepsilon_{t+k-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+k-2} + \dots + \Psi_{k-1} \varepsilon_{t+1} \quad (39)$$

O Mínimo Quadrados dos Erros para  $k$  períodos a frente pode ser descrito por:

$$\begin{aligned} MQE(\hat{y}_{t+k}) &= E[(y_{t+k} - \hat{y}_{t+k})(y_{t+k} - \hat{y}_{t+k})'] \\ &= \Omega + \Psi_1 \Omega \Psi_1' + \Psi_2 \Omega \Psi_2' + \dots + \Psi_{k-1} \Omega \Psi_{k-1}' \end{aligned} \quad (40)$$

$$\text{em que } \Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t'). \quad (41)$$

Cada choque ortogonalizado  $(u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt})$  contribuir para o MQE da seguinte forma:

$$\varepsilon_t = A u_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \dots + a_n u_{nt} \quad (42)$$

Em que  $a_j$  denota a coluna da matriz  $A$ , para mais detalhes consultar Hamilton (1994). Desenvolvendo a equação (41), tem-se:

$$\begin{aligned}\Omega &= E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \\ &= a_1 a_1' \text{Var}(u_{1t}) + a_2 a_2' \text{Var}(u_{2t}) + \dots + a_n a_n' \text{Var}(u_{nt})\end{aligned}\quad (43)$$

Substituindo (43) em (40), o MQE dos  $k$  períodos a frente pode ser escrito a partir da soma dos  $n$  termos:

$$MQE(\hat{y}_{t+k}) = \sum_{j=1}^n \{ \text{Var}(u_{jt}) \times [a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{k-1} a_j a_j' \Psi_{k-1}'] \} \quad (44)$$

Com a equação (44) pode-se calcular a contribuição da  $j$ -ésima inovação ortogonalizada para o MQE de  $k$  períodos a frente:

$$\text{Var}(u_{jt}) \times [a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{k-1} a_j a_j' \Psi_{k-1}']$$

A magnitude da contribuição depende da ordem da variável. A equação (44) permite calcular a parcela do total da variância de  $y_t$  que é devido ao distúrbio  $u_j$  para  $k$  períodos a frente. Para simplificar a expressão pode-se chamar  $a_j \sqrt{\text{Var}(u_{jt})}$  de  $p_j$ , a  $j$ -ésima coluna do fator de Cholesky  $P$  resultante de (44) pode ser escrito da seguinte forma:

$$MQE(\hat{y}_{t+k}) = \sum_{j=1}^n [p_j p_j' + \Psi_1 p_j p_j' \Psi_1' + \Psi_2 p_j p_j' \Psi_2' + \dots + \Psi_{k-1} p_j p_j' \Psi_{k-1}']$$

#### 4.7 VAR Estrutural

O VAR estrutural torna possível a análise das relações contemporâneas entre as variáveis estudadas no modelo. As relações contemporâneas são estabelecidas através da teoria econômica.

Um modelo VAR estrutural pode ser apresentado da seguinte forma com descrito em Hamilton (1994):

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (45)$$

em que  $y_t$  é o vetor das variáveis: taxa de câmbio, taxa de juros e índice de preços;  $B_i$  são matrizes ( $n \times n$ ), onde  $B_0$  é a matriz de relações contemporâneas e  $u_t$  é um vetor de erro ( $n \times 1$ ) de choques ortogonais.

Assumindo que um número suficiente de lags  $p$ 's são incluídos no modelo e que as matrizes  $B$ 's são definidas para que o vetor  $u_t$  seja um ruído branco, então podemos definir um erro  $u$  com  $r$ -ésimas defasagens:

$$u_t = F_1 u_{t-1} + F_2 u_{t-2} + \dots + F_r u_{t-r} + e_t \quad (46)$$

Multiplicando (45) por  $(I_n - F_1 L^1 - F_2 L^2 - \dots - F_r L^r)$  chega-se a um sistema básico para (45) com  $p$  substituído por  $(p + r)$  e com  $u_t$  substituído por um distúrbio ruído branco  $e_t$ . Multiplicando cada lado de (45) por  $B_0^{-1}$ , tem-se:

$$y_t = c + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (47)$$

em que  $c = B_0^{-1} k$ ,  $\phi_s = B_0^{-1} B_s$  para  $s = 1, 2, \dots, p$  e  $\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$ .

Assumindo que (45) é parametrizado suficientemente forte de modo que,  $u_t$  seja um vetor ruído branco, onde  $\varepsilon_t$  também será ruído branco. (47) pode ser chamado assim, de representação de um Vetor Auto-Regressivo para um sistema dinâmico Estrutural. Um modelo VAR pode ser visto como a forma reduzida de um modelo geral de dinâmica estrutural.

#### 4.8 Fonte de dados

Na análise empírica, consideraram-se as seguintes variáveis: IPCA = logaritmo neperiano do Índice de Preços ao Consumidor Amplo, CÂMBIO = logaritmo neperiano da Taxa de Câmbio, JUROS = logaritmo neperiano da Taxa SELIC e PIB o logaritmo neperiano do Produto Interno Bruto.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo, Taxa de Câmbio, Taxa de Juros SELIC e o PIB foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil, disponibilizados em seu *site*, cuja periodicidade é apresentada de forma mensal.

As séries iniciam-se em julho de 1999 – este início justifica-se a partir da implantação do regime de “Metas de Inflação”. A última observação data de fevereiro de 2008 e justifica-se pela compatibilidade da disponibilidade de todas as séries em conjunto; desse modo, cada série econômica apresenta 103 observações.

#### 4.8.1. Procedimentos

A rotina empregada na análise dos resultados obtidos obedeceu à seguinte ordem. Primeiramente, testou-se a existência de raízes unitárias, assim como a presença de quebra estrutural nas séries analisadas. O passo seguinte consistiu em selecionar as defasagens utilizadas na estimação do VAR. Não foram feitos testes de Causalidade, visto que foi utilizado o procedimento de Decomposição de Variância, que pode ser tomado como critério de causalidade entre as variáveis.

## 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Apresentam-se inicialmente os resultados dos testes de raízes unitárias<sup>3</sup> para as variáveis incluídas no modelo. Considera-se, neste trabalho, uma quebra estrutural no mês de novembro de 2002, período de forte crise na economia brasileira. Cabe, contudo, destacar que as séries Taxa de Câmbio e Taxa de Juros apresentaram quebra estrutural do tipo *pulse*, enquanto a série IPCA apresentou quebra do tipo *shift*.

A Tabela 3 apresenta o teste de raiz unitária para as séries de Taxa de Câmbio, Taxa de Juros, IPCA e PIB em primeira diferença. Como pode ser constatado, as três séries são estacionárias em primeira diferença, pois os valores calculados em termos absolutos são menores que os valores críticos.

Tabela 4 – Teste de Raiz Unitária com quebra estrutural das séries de Taxa de Câmbio, Taxa de juros, IPCA e PIB, de julho de 1999 a julho 2007

Variáveis	Valor calculado da estatística de teste	Valor Crítico a 10%*	Valor crítico a 5%*	Valor crítico a 1%*
Câmbio	-6,734157	-2,583192	-2,8922	-3,500669
PIB	-3,569214	-2,583192	-2,8922	-3,500669
Juros	-3,156112	-2,583192	-2,8922	-3,500669
IPCA	-4,745958	-2,583192	-2,8922	-3,500669

Fonte: Dados da pesquisa.

\*Valores críticos de Lanne et al. (2002).

<sup>3</sup> Os testes de raízes unitárias foram realizados através do *software* econométrico JMulti versão 4.0.

As séries de Taxa de Câmbio, Taxa de Juros e PIB foram estacionárias em primeira diferença a 1% de significância, ao passo que a série IPCA foi estacionária em primeira diferença a 5% de significância.

Antes da estimação do VAR Estrutural foi preciso determinar o número de defasagens a serem consideradas no modelo. Enders (1995) destacou que a correta determinação das defasagens é importante para que não se perca um número excessivo de graus de liberdade.

A Tabela 4 apresenta os critérios de seleção de defasagens. O critério de Akaike recomendou a utilização de duas defasagens no modelo, enquanto o critério de Schwarz, apenas uma. Optou-se pelo uso do critério de Schwarz, pois este é reconhecido na literatura com mais parcimonioso.

Tabela 4 – Critérios de seleção de defasagens para estimação do modelo VAR.

Defasagem	Akaike	Schwarz
0	-16,79772	-16,68587
1	-19,68501	-19,12576*
2	-19,68745*	-18,68081
3	-19,51301	-18,05897
4	-19,45052	-17,54909
5	-19,32452	-16,97570
6	-19,27169	-16,47547
7	-19,19465	-15,95103
8	-19,04754	-15,35653

Fonte: Dados da pesquisa.

Após a definição do número de defasagens estimou-se o modelo VAR Estrutural, cujos resultados são apresentados abaixo:

$$\begin{aligned}
 Juros_t = 0,09187 IPCA_t + \varepsilon_t \\
 (0,03107) ***
 \end{aligned}
 \tag{48}$$

A equação (48) apresenta a taxa de juros em função da inflação (IPCA), na qual uma elevação de 10% na taxa de inflação implica em aumento de 0,9% na taxa de juros; portanto, crescimento na taxa de inflação gera elevações na taxa de juros por parte do Banco Central com a finalidade de conter essa elevação. O coeficiente foi significativo a 1% de significância.



A equação (49) mostra a relação existente entre a taxa de câmbio e a taxa de juros.

$$C\hat{A}M B I O_t = 0,30006 J U R O S_t + \varepsilon_{2t} \\ (0,19191) \quad (49)$$

Uma elevação na taxa de juros de 10% implica uma desvalorização da taxa de câmbio de 3%; porém, esse resultado contradiz a expectativa teórica de que elevações nas taxas de juros sejam acompanhadas de valorização da moeda doméstica, em decorrência da arbitragem internacional da taxa de juros. O coeficiente, entretanto, não foi significativo.

A equação (50) refere-se à relação estimada entre a taxa de inflação, a taxa de juros e de câmbio.

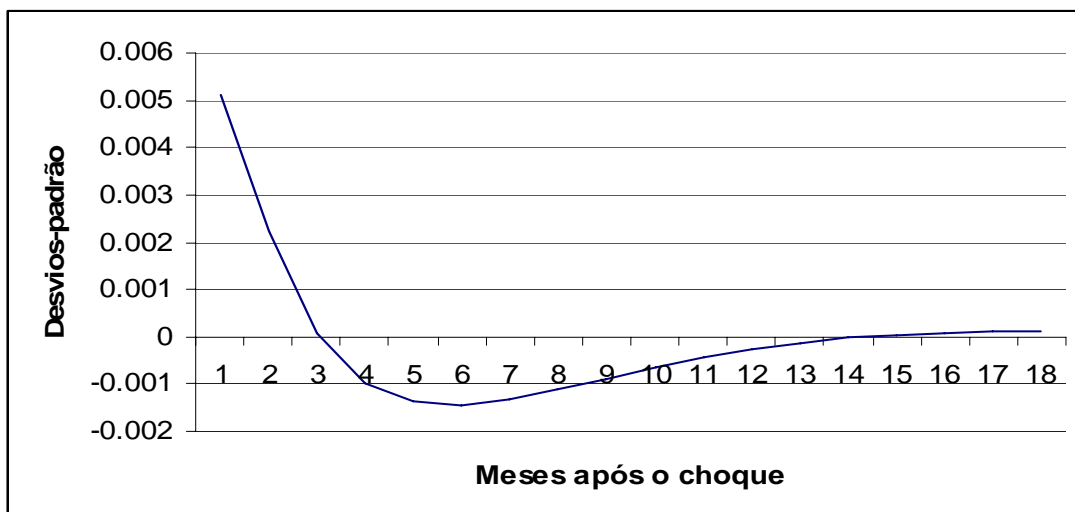
$$I P C A_t = -1,30474 J U R O S_t - 0,09281 C\hat{A}M B I O_t + \varepsilon_{3t} \\ (0,33313)*** \quad (0,17533) \quad (50)$$

Uma elevação na taxa de juros de 10% implica uma redução na taxa de inflação de 13,04%, resultado que foi significativo ao nível de 1%. Por outro lado, uma elevação na taxa de câmbio da mesma magnitude implica redução da taxa de inflação de 0,9%; mas o parâmetro estimado não foi significativo e tampouco apresentou o sinal esperado, uma vez que, uma desvalorização da taxa de câmbio deveria conduzir a uma elevação na taxa de inflação, já que aumenta o custo de importação de produtos comercializáveis no mercado internacional.

Dessa forma, pode-se afirmar que a taxa de juros tem maior influência sobre o controle da inflação que a taxa de câmbio uma vez que, a taxa de câmbio no período analisado não foi relevante para explicar variações esperadas na taxa de inflação.

Após a análise dos coeficientes estimados no modelo SVAR (ou VAR Estrutural), o passo seguinte foi analisar as funções impulso-resposta.

Na Figura 6 apresenta-se o comportamento da taxa de câmbio mediante choque não antecipado na taxa de juros.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 – Resposta da taxa de câmbio a um choque não-antecipado na taxa de juros.

A Figura 6 mostra que um choque na taxa de juros tem inicialmente o efeito de desvalorização cambial, efeito esse que permanece nos primeiros dois meses e meio após o choque, contudo, após esse período, a taxa de câmbio segue se valorizando até o décimo terceiro mês após o choque.

Na Figura 7 é apresentado o comportamento do IPCA diante de choques não-antecipados na Taxa de juros.

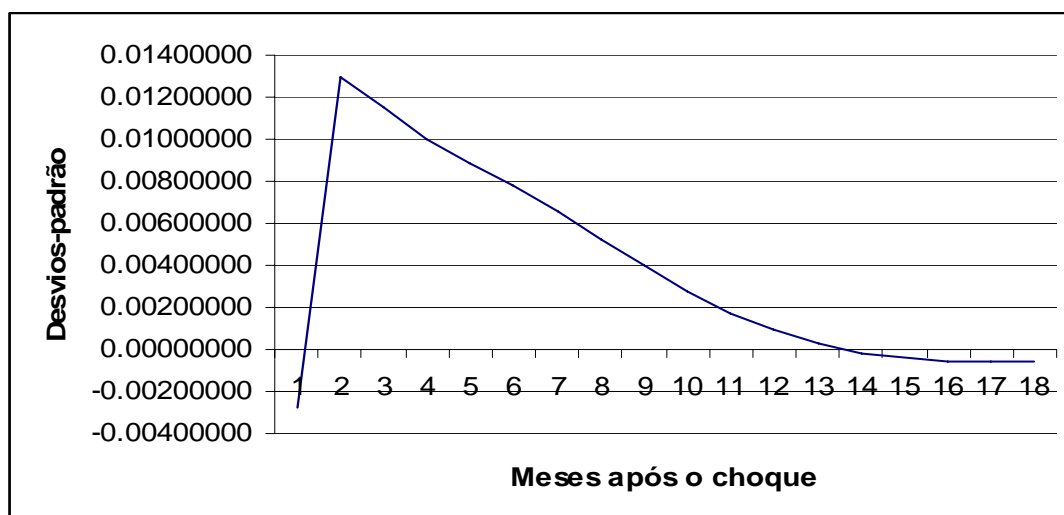


Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 7 – Resposta do IPCA a um choque não antecipado na taxa de juros.

A Figura 7 mostra que, após o choque na variável taxa de juros, o IPCA se reduz até o segundo mês, porém, desde o terceiro até o nono mês após o choque, a taxa de juros tem a influência de elevar a de inflação; a partir do décimo mês, a taxa de juros volta a ter influência negativa sobre a taxa de inflação, fato esse que se mantém até o décimo oitavo mês.

A Figura 8 contém o impacto de um choque não-antecipado na taxa de câmbio e a conseqüente influência sobre o IPCA.

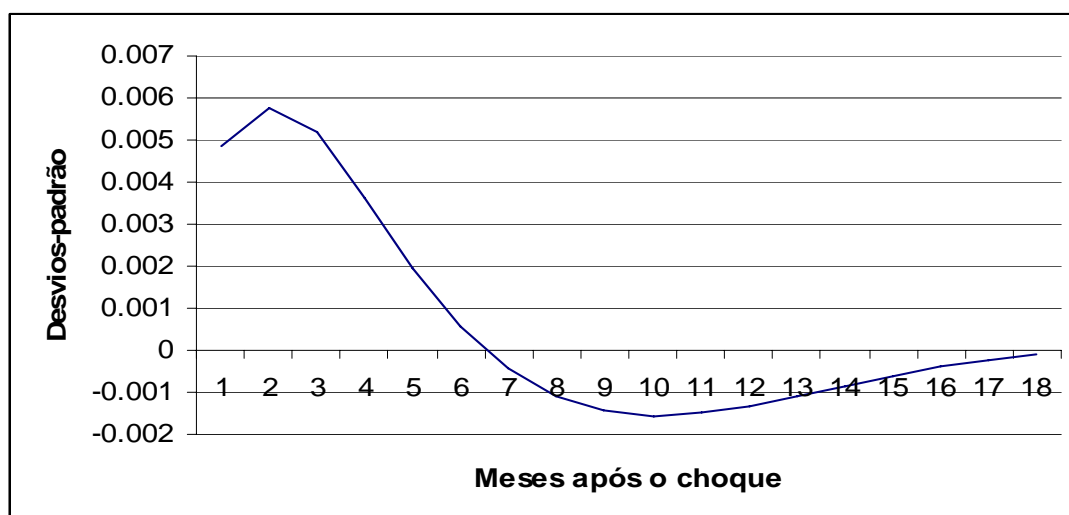


Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 8 – Resposta do IPCA a um choque não antecipado na Taxa de Câmbio.

A Figura 8 mostra que um choque na taxa de câmbio eleva a inflação. O principal efeito ocorre nos dois primeiros meses, e, a partir do terceiro mês, a influência reduz-se, até que no décimo terceiro mês o efeito seja completamente dissipado.

Na Figura 9 é apresentado o efeito de um choque não-antecipado na Taxa de juros sobre o IPCA.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 9 – Resposta da taxa de juros a um choque não-antecipado no IPCA.

A Figura 9 evidencia que após um choque não antecipado na taxa de inflação a taxa de juros se eleva até o sexto mês, porém, a partir do sétimo mês, a taxa de juros diminui até que todo o efeito seja eliminado no décimo oitavo mês.

Após apresentação dos resultados da função impulso-resposta, procede-se à análise da decomposição da variância dos erros de previsão. O objetivo da técnica é explicitar a participação de cada variável do modelo na variância dos resíduos das demais variáveis incluídas no SVAR.

Na Tabela 5 é apresentada a decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de juros.

Tabela 5 – Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de juros, em percentagem\*

Meses	Proporção da variância devida a choques (%)			
	JUROS	CÂMBIO	IPCA	PIB
1	92,42	0,02	7,56	0,00
2	85,90	0,03	11,83	2,25
3	79,17	1,58	13,89	5,37
4	73,39	4,32	13,87	8,43
5	68,92	7,04	13,06	10,98
6	65,66	9,20	12,27	12,88
7	63,39	10,69	11,79	14,14
8	61,90	11,59	11,62	14,89
9	60,97	12,08	11,68	15,27
10	60,44	12,29	11,85	15,43
11	60,16	12,35	12,03	15,46
12	60,02	12,35	12,19	15,44
13	59,96	12,33	12,30	15,42
14	59,93	12,31	12,36	15,40
15	59,90	12,31	12,39	15,40
16	59,88	12,32	12,40	15,40
17	59,87	12,33	12,40	15,41
18	59,85	12,34	12,40	15,42

Fonte: Dados da pesquisa.

\* SVAR com uma defasagem.

Os resultados apresentados na Tabela 5 indicam que a principal variável para explicar a variação da taxa de juros é a própria variável, contudo, PIB, IPCA e o câmbio têm, juntos, importante papel na explicação da taxa de juros.

Vale ressaltar que a decomposição da variância tem relação de causalidade entre as variáveis; dessa forma, pode ser dito que o PIB causa mais variações sobre a Taxa de Juros que a taxa de câmbio e o IPCA, porém, como afirmado anteriormente, a própria variável tem maior causalidade sobre ela mesma.

A decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio é apresentada na Tabela 6.

Tabela 6 – Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio, em percentagem\*

Meses	Proporção da variância devida a choques (%)			
	JUROS	CAMBIO	IPCA	PIB
1	2,31	97,51	0,19	0,00
2	2,55	93,96	2,51	0,99
3	2,48	91,80	4,26	1,46
4	2,52	90,60	5,31	1,57
5	2,64	89,86	5,93	1,56
6	2,79	89,38	6,26	1,56
7	2,92	89,06	6,42	1,60
8	3,01	88,86	6,48	1,66
9	3,06	88,72	6,49	1,73
10	3,09	88,64	6,48	1,79
11	3,10	88,59	6,48	1,84
12	3,10	88,56	6,47	1,87
13	3,10	88,54	6,47	1,89
14	3,10	88,52	6,48	1,90
15	3,10	88,52	6,48	1,90
16	3,10	88,51	6,49	1,90
17	3,10	88,50	6,49	1,90
18	3,11	88,50	6,50	1,90

Fonte: Dados da pesquisa.

\*SVAR com uma defasagem.

Nota-se, nesta tabela, que a própria taxa de câmbio explica 88,5% de sua variância dos erros de previsão. As variáveis IPCA e taxa de juros têm, respectivamente, 6,5% e 3,11% de participação na variação da taxa de câmbio após o período de 18 meses.

A decomposição da variância dos erros de previsão do IPCA é apresentada na Tabela 7.

Tabela 7 - Decomposição da variância dos erros de previsão de previsão do IPCA, em percentagem \*

Meses	Proporção da variância devida a choques (%)			
	JUROS	CAMBIO	IPCA	PIB
1	15,45	0,23	84,33	0,00
2	11,45	3,91	84,54	0,10
3	10,87	6,18	82,20	0,74
4	11,16	7,72	79,37	1,76
5	11,43	8,87	76,90	2,81
6	11,53	9,74	75,06	3,68
7	11,51	10,33	73,85	4,31
8	11,44	10,71	73,14	4,71
9	11,38	10,91	72,78	4,92
10	11,34	11,01	72,63	5,03
11	11,33	11,04	72,58	5,06
12	11,32	11,04	72,57	5,07
13	11,33	11,03	72,57	5,07
14	11,34	11,03	72,57	5,06
15	11,35	11,03	72,56	5,07
16	11,36	11,03	72,55	5,07
17	11,36	11,03	72,53	5,08
18	11,36	11,04	72,52	5,08

Fonte: Dados da pesquisa.

\*SVAR com uma defasagem.

Nota-se que no final de 18 meses a variação no IPCA é explicada em 11,36% pela variação na taxa de juros e 11,04% pela variação na taxa de câmbio. Ambas as variáveis mostram, assim, importância na explicação da variação do IPCA, contudo, a própria variável é responsável por 72,52% de sua variação.

A decomposição da variância dos erros de previsão do PIB é apresentada na Tabela 8.

Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão de previsão do PIB, em percentagem \*

Meses	Proporção da variância devida a choques (%)			
	JUROS	CAMBIO	IPCA	PIB
1	0,00	0,00	0,00	100,00
2	0,07	24,03	0,22	75,68
3	0,06	30,82	2,16	66,96
4	0,12	32,18	4,94	62,76
5	0,38	31,88	7,61	60,14
6	0,81	31,17	9,70	58,32
7	1,32	30,52	11,09	57,07
8	1,79	30,09	11,88	56,24
9	2,17	29,86	12,25	55,73
10	2,42	29,78	12,35	55,44
11	2,58	29,80	12,34	55,28
12	2,66	29,84	12,30	55,20
13	2,69	29,89	12,26	55,16
14	2,70	29,92	12,24	55,14
15	2,70	29,94	12,24	55,12
16	2,70	29,95	12,25	55,11
17	2,70	29,95	12,26	55,10
18	2,70	29,95	12,27	55,09

Fonte: Dados da pesquisa.

\*SVAR com uma defasagem.

A Tabela 8 apresenta a decomposição da variância do PIB. A principal variável que explicou a variação no PIB, retirando sua própria influência, foi a taxa de câmbio.

Resumem-se, a seguir, os principais resultados encontrados. O IPCA foi uma importante variável para explicar mudanças nas taxas de juros, como pode ser visto na equação (48); além disso, exerceu, no período em questão, dois efeitos distintos sobre a taxa de juros: um positivo até o sexto mês, e outro negativo a partir de então (Figura 9); por outro lado, o IPCA foi significativa na explicação da variância da taxa de juros, com participação de 12,40% do total.

A taxa de juros foi importante na determinação do IPCA; como pode ser visto na equação (50), uma elevação da taxa de juros implica em queda do IPCA, resultado que foi estatisticamente significativo; a taxa de juros exerce efeito negativo sobre o IPCA até o segundo mês e também a partir do décimo, enquanto que exerce efeito positivo nesse intervalo, como pode ser visto na Figura 7; de acordo com a



Tabela 7, a taxa de juros foi responsável pela explicação de 11,36% da variância do IPCA.

Por outro lado, a taxa de câmbio não foi significativa na explicação do IPCA (equação 50); contudo, na Figura 7, vê-se que uma elevação (desvalorização) da taxa de câmbio conduziu a uma elevação no IPCA, efeito esse que se dissipa apenas no décimo oitavo mês após o choque; a Tabela 7 mostra também que a taxa de câmbio foi responsável pela explicação de 11,04% da variância do IPCA.

As variações da taxa de juros, por sua vez, não explicaram as alterações da taxa de câmbio; como pode ser visto na Figura 9, o efeito da taxa de juros sobre a taxa de câmbio se divide em efeito positivo até o terceiro mês e a partir de então a influência se torna negativa; a Tabela 6 confirma a baixa influência da taxa de juros sobre o câmbio, sendo responsável por apenas 3% de sua variância.

Por fim, a Tabela 8 mostra que a variável mais importante para explicar a variância do PIB foi a taxa de câmbio, fato esse que pode ser inicialmente explicado pela contribuição para o saldo da balança comercial em períodos nos quais a taxa de câmbio se encontra desvalorizada, e pelo incentivo ao investimento em capital produtivo nas épocas em que a taxa de câmbio se encontra valorizada.

Os resultados encontrados neste trabalho aproximam-se dos obtidos por Maia e Silva (2003), que chegaram à conclusão de que um choque não-antecipado na taxa de juros pós-metas de inflação tem maior eficácia em reduzir o índice de preços que a taxa de juros pré-metas de inflação. Concluíram também que um choque nos preços eleva a taxa de juros nos primeiros nove meses após o choque não-antecipado.

Mendonça (2005) aplicou o modelo VAR para testar a possibilidade de *trade-off* inflação-desemprego após a adoção de metas de inflação. Este autor chegou à conclusão de que um choque não-antecipado nos preços aumenta a taxa de juros durante 12 meses após o choque. Mostrou também que um choque nos preços tem o poder de diminuir o desemprego.

## 6. CONCLUSÃO

Devido às dificuldades de manutenção da inflação sob controle após a implantação do Plano Real, o Banco Central viu-se na necessidade de implementação de um novo regime de controle inflacionário. Esse regime, chamado de Metas de Inflação, tem como principal instrumento de política monetária a fixação da Taxa Básica de Juros (SELIC), com a finalidade de controle da demanda agregada e atração de capitais de investimentos estrangeiros.

Nos primeiros anos de implantação do novo regime, a inflação relutou em se manter dentro dos limites fixados pelo CMN; contudo, os últimos quatro anos do regime viram a taxa de inflação se manter próxima à meta estabelecida.

Este trabalho teve por finalidade investigar o poder de influência da variável Taxa de Juros sobre a taxa de câmbio, cuja importância na determinação de um nível de preços internos é crescente, à medida que o País se abre cada vez mais ao comércio internacional e a fluxos de investimentos estrangeiros.

A análise a cerca da influência da taxa de juros sobre a taxa de câmbio mostrou que no período analisado essa relação não é estatisticamente significativa, conjugando períodos de valorização e desvalorização cambial. Com relação à influência que a taxa de juros tem sobre o IPCA, um choque na taxa de juros se mostrou significativo para influenciar o IPCA.

Com relação à influência do IPCA sobre a taxa de juros, chega-se à conclusão de que um choque no IPCA tem o efeito de aumentar essa taxa, exercendo dois efeitos sobre a taxa de juros, um positivo até o sexto mês, e outro negativo desde então.

A taxa de câmbio foi importante para influenciar o IPCA; após o choque no câmbio, o IPCA se elevou, e essa elevação se manteve durante os 18 meses seguintes, de modo que depois dessa data a influência é totalmente dissipada.

Por meio da decomposição de variância, chegou-se a importantes resultados neste trabalho. A variância da taxa de juros pôde ser explicada, principalmente, pela sua própria variância; contudo, IPCA, taxa de câmbio e PIB dividem participações semelhantes.

No tocante à variância da taxa de câmbio, pode-se concluir que 88,5% dela se devem à sua própria variação; apenas 3,11% da variância da taxa de câmbio são explicados pela variação da taxa de juros.

No entanto, o resultado mais expressivo se deve à decomposição da variância do IPCA. A taxa de juros foi mais importante que a taxa de câmbio na explicação da variação do IPCA, fato este que confirma as condutas dos formuladores de políticas monetárias no Brasil, uma vez que a inflação responde com mais intensidade a variações no juros que a alterações no câmbio.

Os resultados encontrados confirmam a hipótese de que choques não-antecipados na taxa de juros têm maior efeito sobre o índice de preços que choques não-antecipado sobre a taxa de câmbio, pois os choques na variável câmbio não foram estatisticamente significativos com relação ao índice de preços.

De posse dos resultados, pode-se fazer algumas considerações quanto a políticas econômicas promovidas pelo governo. Como a taxa de juros foi mais eficaz para influenciar o índice de preços que a taxa de câmbio, uma maior presença do Banco Central no mercado de câmbio pode não ter o efeito desejado no controle da inflação. Assim, pode não evitar externalidades negativas do aumento da taxa de juros sobre o crescimento e, conseqüentemente, sobre o desemprego na economia. Contudo, vale ressaltar que a livre flutuação da taxa de câmbio é um importante mecanismo de isolamento de choques externos na economia brasileira.

Este trabalho se limitou a compreender as inter-relações de quatro variáveis macroeconômicas: taxa de juros, taxa de câmbio, índice de preços e PIB. Portanto,

futuros trabalhos sobre esse assunto podem incorporar outras variáveis ao modelo, a fim de expandir as implicações do regime de metas de inflação para toda a economia.

## REFERÊNCIAS

ALMEIDA, C. L.; PERES, M. A.; SOUZA, G. S.; TABAK, B.M. **Optimal Monetary Rules: the case of Brazil**. Working Paper Series. Banco Central do Brasil. February 2003.

BALL, L. **Policy rules for open economies**, NBER Working Paper 5952, October. 1998.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Boletim Anual do Banco Central do Brasil. 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Dezembro 2004.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Dados disponíveis em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. 2007.

BARBOSA, F. H. A Inércia da taxa de juros na política monetária. **Revista de economia**, Curitiba, v. 30, n. 2, p. 105-119, 2004.

BARROS, O.; BARBOSA, F. H.; GIAMBIAGI, F. O regime cambial e o ajuste externo. In: URANI, A.; GIAMBIAGI, F. Reis, G.(Orgs.). **Reformas no Brasil: balanço e agenda**. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2004.

CANUTO, O. HOLLAND, M. Flutuações cambiais, estratégias de política monetária e metas de inflação. **Revista Ensaios (FEE)**, Porto Alegre, v. 23, n. 1, p. 5-28, 2002.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. **Sovereign risk and out-of-equilibrium exchange rate dynamics**. Instituto de Estudos de Políticas Econômicas. Disponível em: <<http://www.iepecdg.com/>>

CURADO, M. L.; DEZORDI, L. L. A condução da política monetária brasileira no regime de metas de inflação: uma análise da regra de Taylor. **Análise Conjuntural** - Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social, Curitiba, v. 26, n. 5-6, p. 22-31, 2004.

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. **Journal Political Economy**, v.84, p.1161-1176, 1976.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995. 433p.

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

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I. Política Monetária no Brasil. **Valor Econômico**, Rio de Janeiro, 16 nov .2002. Grande área: Ciências Sociais Aplicadas / Área: Economia / Subárea: Economia Internacional. Referências Adicionais: Brasil/Português; Meio de divulgação: Impresso; Data de publicação: 16/11/2002.

FRANSES, P.H.; HALDRUP, N. The Effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal of Business & Economic Statistics**, October 1994, v.12 n. 4, October 1994.

FRANKEL, J.A. Expectations and commodity price dynamics: the overshooting model. **American Journal of Agricultural Economics**, v.68, n.2, p. 344-348, 1986.

FREITAS, P. S.; MUINHOS. M.K. A simple model for inflation targeting in Brazil. **Economia Aplicada** (Brazilian Journal of Applied Economics), v. 6, n. 1, p.31-48. Jan-Mar 2002.

FOX, A.J. Outliers in time series. **Journal of the Royal Statistic Society**, serie B, n. 34, p. 350-363. 1972.

FROYEN, R.T. **Macroeconomia**. 6. ed. São Paulo: Saraiva, 1999.

GIAMBIAGI, F.; CARVALHO, J. C. As metas de inflação: sugestões para um regime permanente. **Revista de Economia Política**, vol. 22, nº 3 (87), julho-setembro/2002.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Markron Books, 2000. 830p.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princenton University Press. Princenton. New Jersey. 1994. 799p.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n.52, p. 169 – 219, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e prática**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005, 558p.

LANNE, M.; LÜTKEPOHL, H.; SAIKKONEN, P. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, v. 23, p. 667–685, 2002.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. Cambridge: University Press, 2004. 323 p

MAIA, S. F.; SILVA, E. K. Metas inflacionárias: Um estudo empírico para o Brasil. **IX Encontro Regional de Economia - ANPEC Regional**. Fortaleza, 18 e 19 de julho de 2005.

MONTES, G. C.; FEIJÓ, C. A. Políticas monetárias, inflação e crescimento econômico: A influencia da reputação da autoridade monetária sobre a economia. XXXV Encontro Nacional de Economia. **Anais**. 2007.

MUINHOS, M, K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo Estrutural com Setor Externo: Endogenização do Prêmio de Risco e do Câmbio. **Texto para Discussão 42**, Banco Central, junho 2002.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505p.

MAZIERO, P.; WERLANG, S. R. C. Política monetária e autonomia do Banco Central. In: URANI, A.; GIAMBIAGI, F. Reis, G.(Orgs.). **Reformas no Brasil: balanço e agenda**. Rio de Janeiro: Nova Fronteira, 2004. 129-151p.

MENDONÇA, H. F. Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. **XXXIII Encontro Nacional de Economia**. Dez 2005.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary policy regimes. NBER Working Paper, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 6965, fevereiro 1999.

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The mirage of fixed exchange rates. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 76-96, 1995.

RAPOSO, L.R. **Análise da relação volatilidade de preço-volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários**. 2000. 126f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, 2000.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **NBER Working Paper Series. National Bureau of Economic Research**, Cambridge. Jan 2000.

ROCHA, M.; CURADO, M. Metas de inflação e volatilidade cambial: uma análise da experiência internacional com PAINEL-GARCH. XXXV Encontro Nacional de Economia. **Anais**. 2007.

SACHS, J.; LARRAIN, F. B. **Macroeconomics in the Global Economy**. Paramount Communications Company Englewood Cliffs. New Jersey: 1992. 778p.

SAGHAIAN, S.H.; REED, M.R.; MARCHANT, M.A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in open economy. **American Journal of Agricultural Economics**, v.84, n.1, p 80-103, 2002.

SOUZA, F. E. P.; HOFF, C. R. **O regime cambial brasileiro: 7 anos de flutuação**. Disponível em: [http://www.ie.ufrj.br/conjuntura/artigos\\_academicos/index.php](http://www.ie.ufrj.br/conjuntura/artigos_academicos/index.php). 2006.

TSAY, R.S. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. **Journal of Forecasting**, n.7, p. 1-20, 1988.

WOODFORD, M. **The Taylor rule and optimal monetary policy**. [s.l]: Princeton University, 2001.