

João Luís Resende

# **Metas de Inflação, câmbio flexível e autonomia de política monetária**

Belo Horizonte, MG

UFMG/Cedeplar

2006

João Luís Resende

# **Metas de Inflação, câmbio flexível e autonomia de política monetária**

Dissertação apresentada ao curso de mestrado do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Marco Flávio Cunha Resende  
Co-Orientador: Prof. Dr. Frederico Gonzaga Jayme Júnior

Belo Horizonte, MG

UFMG/Cedeplar

2006



## AGRADECIMENTOS

Inicialmente agradeço a Deus e ao divino Espírito Santo, que me iluminaram e guiaram ao longo dessa empreitada e me mantiveram firme e determinado para executar um bom trabalho.

À minha família, que torceu e me apoiou ao longo de toda a caminhada. Em especial, aos meus pais e irmãos que me acompanharam, ajudaram, aconselharam e incentivaram em todos os momentos de minha vida para que hoje eu chegasse a essa ocasião tão especial. Saibam que esta é uma conquista conjunta e que devo tudo ao exemplo e integridade que aprendi e aprendo com vocês.

À Ariane, minha namorada, pelo carinho, apoio e compreensão diante dos sacrifícios impostos pela jornada. Sua presença é muito importante para mim.

Ao professor Dr. Marco Flávio Cunha Resende, meu orientador, pelas observações, pela atenção, empenho, seriedade e paciência demonstradas ao longo de todo o curso de mestrado e período de orientação da dissertação, guiando para que o presente trabalho apresentasse este nível de qualidade.

Ao professor Dr. Frederico Gonzaga Jayme Júnior, meu co-orientador, pelas sugestões e comentários ao presente trabalho e pela disponibilidade e humildade para ajudar e buscar o melhor caminho possível. Graças a ele, tive a oportunidade de ser monitor do curso de graduação em economia da UFMG, o que muito significou para mim.

Meus agradecimentos se estendem a todo o corpo docente do CEDEPLAR/UFMG que me permitiu melhorar e crescer como teórico e pessoa. Aos funcionários minha gratidão pela disposição, atenção e profissionalismo no desempenho de suas atribuições.

Ao departamento de economia da Universidade Federal de Minas Gerais, que me permitiu uma maravilhosa e reveladora primeira experiência com a docência.

Aos professores componentes da banca, Dr. Gilberto Assis Libânio (CEDEPLAR/UFMG) e Dr. Marcelo Luiz Curado (CMDE/UFPR), pelas importantes críticas e sugestões, que em muito contribuíram para o refinamento do presente trabalho.

À CAPES, pelo apoio financeiro, sem o qual o presente sonho tornar-se-ia inviável.

Aos meus colegas e amigos das turmas de 2003, 2004 e 2005 do curso de pós-graduação em economia, com os quais dividi momentos de alegria, tristeza e descontração ao longo da caminhada de desenvolvimento intelectual e conhecimento interior. Em especial aos meus colegas e amigos de turma: Anderson, Emiliano, Lucas, Marco, Mateus, Nelson, Rafael da Matta, Rafael Ribas, Rangel e Rômulo.

Ao amigo Euler Melo pela ajuda e atenção dispensadas ao longo da estimação do modelo econométrico, em especial o teste de estacionariedade com quebra estrutural endógena.

À minha grande amiga, Anne Caroline, pela atenção, apoio e amizade ao longo de toda a vida universitária.

Aos meus colegas da CEMIG pelo apoio e atenção.

Por fim, ressalto que os erros que persistirem ao longo do presente trabalho são de minha completa responsabilidade.

## SUMÁRIO

<b>Lista de Tabelas .....</b>	<b>7</b>
<b>Lista de Figuras .....</b>	<b>8</b>
<b>Resumo .....</b>	<b>9</b>
<b>Abstract .....</b>	<b>10</b>
<b>Introdução .....</b>	<b>11</b>
<b>1. Regimes de Câmbio e o contexto dos países em desenvolvimento .....</b>	<b>13</b>
1.1. Regimes cambiais com fluxo de capitais (Modelo Mundell-Fleming) .....	15
1.1.1. Regime de Taxa de Câmbio Fixa.....	15
1.1.2. Regime de Taxa de Câmbio Flexível.....	17
1.2. Medo de Flutuar .....	20
1.3. Contexto dos países em desenvolvimento .....	21
<b>2. A estrutura do regime de metas de inflação .....</b>	<b>27</b>
2.1. A origem do regime de metas de inflação .....	30
2.2. Elementos Fundamentais .....	31
2.3. Vantagens e Desvantagens das metas de inflação.....	38
2.4. Estudos de caso .....	47
2.4.1. Brasil .....	47
2.4.2. Chile .....	49
2.4.3. México .....	50
2.4.4. Canadá .....	52
2.4.5. Reino Unido.....	53
2.4.6. Suécia .....	56
<b>3. Testando existência de perda de autonomia da política monetária .....</b>	<b>60</b>
3.1. Procedimentos Econométricos.....	60
3.1.1. Estacionariedade .....	61
3.1.2. Testes de Raiz Unitária .....	62
3.1.3. Cointegração e Modelo de Vetores Autoregressivos.....	70
3.2. Modelo Econométrico, Fonte de Dados e Seleção de Variáveis.....	79
3.3. Análise dos Resultados.....	85
3.3.1. Ordem de Integração das séries .....	85
3.3.2. Funções de Impulso-Resposta e Decomposição da Variância .....	94
3.3.2.1. Brasil.....	100

3.3.2.2.	Chile.....	104
3.3.2.3.	México.....	108
3.3.2.4.	Canadá.....	113
3.3.2.5.	Reino Unido .....	117
3.3.2.6.	Suécia.....	120
<b>4.</b>	<b>Considerações Finais.....</b>	<b>125</b>
	Referências Bibliográficas .....	127

## Lista de Tabelas

Tabela 3.1 – Relação das Séries utilizadas .....	83
Tabela 3.2 – Periodicidade dos dados.....	84
Tabela 3.3 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: Brasil).....	88
Tabela 3.4 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: Chile).....	88
Tabela 3.5 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: México).....	89
Tabela 3.6 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: Canadá).....	89
Tabela 3.7 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: Reino Unido)...	90
Tabela 3.8 – Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5% (País: Suécia).....	90
Tabela 3.9 – Testes de Raiz Unitária – Brasil.....	91
Tabela 3.10 – Testes de Raiz Unitária – Chile.....	93
Tabela 3.11 – Testes de Raiz Unitária – México.....	93
Tabela 3.12 – Testes de Raiz Unitária – Canadá.....	93
Tabela 3.13 – Testes de Raiz Unitária – Reino Unido.....	94
Tabela 3.14 – Testes de Raiz Unitária – Suécia.....	94
Tabela 3.15 – Seleção da Defasagem do VAR.....	95
Tabela 3.16 – Teste de autocorrelação LM.....	95
Tabela 3.17 – Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald de Exogeneidade em Bloco.....	97
Tabela 3.18.1 – Decomposição da Variância do Logselic – Antes das Metas Brasil.....	102
Tabela 3.18.2 – Decomposição da Variância da Selic – Pós Metas Brasil.....	103
Tabela 3.19.1 – Decomposição da Variância dos juros – Antes Metas Chile.....	106
Tabela 3.19.2 – Decomposição da Variância do Logjuros – Pós Metas Chile.....	107
Tabela 3.20.1 – Decomposição da Variância dos juros – Antes Metas México.....	111
Tabela 3.20.2 – Decomposição da Variância do Dlogjuros – Pós Metas México.....	112
Tabela 3.21.1 – Decomposição da Variância do Logjuros – Antes Metas Canadá.....	115
Tabela 3.21.2 – Decomposição da Variância do logjuros – Pós Metas Canadá.....	116
Tabela 3.22.1 – Decomposição da Variância de Djuros – Antes Metas Reino Unido.....	119
Tabela 3.22.2 – Decomposição da Variância de Djuros – Pós Metas Reino Unido.....	119
Tabela 3.23.1 – Decomposição da Variância dos Juros – Antes Metas Suécia.....	122
Tabela 3.23.2 – Decomposição da Variância de Dlogjuros – Pós Metas Suécia.....	123



## Lista de Figuras

Figura 2.1 – Modelo IS/MP/IA .....	39
Figura 3.1 – Logaritmo natural Selic (País: Brasil).....	85
Figura 3.2 – Primeira diferença do Logaritmo da Selic (País: Brasil).....	86
Figura 3.3 – Logaritmo natural da taxa de câmbio (Brasil, pós-metas).....	92
Figura 3.4.1 – Resposta do Logselic antes das metas (Brasil) .....	100
Figura 3.4.2 – Resposta da Selic após as metas (Brasil) .....	101
Figura 3.5.1 – Resposta dos Juros antes das metas (Chile) .....	104
Figura 3.5.2 – Resposta do Logjuros após as metas (Chile) .....	105
Figura 3.6.1 – Resposta dos Juros antes das metas (México) .....	109
Figura 3.6.2 – Resposta do Dlogjuros após as metas (México) .....	110
Figura 3.7.1 – Resposta do Logjuros antes das metas (Canadá) .....	113
Figura 3.7.2 – Resposta do Logjuros Pós metas (Canadá) .....	114
Figura 3.8.1 – Resposta do Djuros antes das metas (Reino Unido) .....	117
Figura 3.8.2 – Resposta do Djuros Pós metas (Reino Unido) .....	118
Figura 3.9.1 – Resposta de Juros antes das metas (Suécia) .....	120
Figura 3.9.2 – Resposta do Djuros Pós metas (Suécia) .....	121

## **Resumo**

O propósito deste estudo é investigar a perda ou ganho de autonomia de política monetária advinda da adoção do regime de metas de inflação em conjunto com o sistema de taxa de câmbio flexível, em países desenvolvidos e em desenvolvimento. Para contemplar este objetivo, realiza-se a análise das funções impulso-resposta e decomposição da variância oriundas da estimação de regressões pelo método dos vetores auto-regressivos (VAR). Os resultados empíricos do presente trabalho sugerem que a adoção do regime de metas de inflação levou a: i) no caso dos países em desenvolvimento, perda de autonomia de política monetária para o caso chileno e resultados inconclusivos para Brasil e México e; ii) ganho de autonomia de política monetária para os países desenvolvidos analisados. Desta forma, evidencia-se um comportamento divergente no tocante a autonomia de política monetária para os países desenvolvidos e em desenvolvimento, quando se considera o impacto gerado pela adoção do regime de metas de inflação em conjunto com o sistema de câmbio flexível.

## **Abstract**

The purpose of this study is to investigate the loss or gain of monetary policy autonomy resulting from the adoption of the inflation targeting framework along with a floating exchange rate regime in developed and emerging countries. In order to accomplish this objective, the study will provide an analysis of impulse response functions and variance decomposition from vector auto-regression (VAR) estimations. The empirical results suggest that the adoption of inflation targeting led to: i) in the case of developing countries, loss of monetary policy autonomy in Chile, and not conclusive results for Brazil and Mexico; ii) gain of monetary policy autonomy for the sample of developed countries. The main conclusion is the divergent behavior of monetary policy autonomy in developed and emerging countries when the inflation targeting framework was adopted along with a floating exchange rate regime.

## Introdução

A flutuação cambial pode ser muito perigosa para países com alto grau de fragilidade externa, devido ao contágio da variação cambial para os preços (*pass-through*), ao descasamento entre o valor dos passivos e dos ativos em moeda estrangeira (pecado original) e também, devido à falta de credibilidade da política econômica.

Argumenta-se que, em função dos fatores acima elencados, países com elevada vulnerabilidade externa (dependência de capitais externos) adotem uma postura de contenção das variações cambiais. Os governos afirmam que o regime cambial é flutuante, porém intervêm de forma a evitar variações no câmbio e prejuízo às economias. Isto deu origem àquilo que a literatura chama de “*Fear of Floating*”, cuja obra seminal é o trabalho de CALVO e REINHART (2000).

No modelo Mundell-Fleming para uma economia aberta com livre mobilidade de capitais e câmbio flexível, um diferencial entre os juros doméstico e externo gerará uma grande entrada ou saída de capitais de um país e o câmbio se ajustará automaticamente apreciando ou depreciando de forma que o balanço de pagamentos se equilibre (MUNDELL, 1960).

Nesse modelo com câmbio flexível, políticas fiscais (deslocamento da IS) não gerarão efeito sobre o nível de produto, somente políticas monetárias (deslocamento da LM). Além disso, a política monetária tornar-se-á independente dos choques externos, pois o câmbio os absorverá.

O propósito do trabalho é demonstrar que em países com elevada fragilidade externa a presença simultânea de câmbio flutuante, livre mobilidade de capitais e regime de metas de inflação não é permitida a independência da política monetária.

O elemento que permite essa hipótese é o mecanismo, presente no modelo de metas de inflação, que representa o impacto do câmbio sobre a inflação. Caso a taxa de câmbio varie muito, a meta inflacionária pode ser comprometida e surge a necessidade de utilizar política monetária (taxa de juros) para equilibrar o mercado de câmbio conferindo perda de autonomia da política monetária diante de choques externos.

No capítulo I apresenta-se o modelo Mundell-Fleming com as variantes de câmbio fixo e flutuante, recupera-se a teoria do “Medo de Flutuar” e analisa-se o contexto de países caracterizados por fragilidade externa, contemplando as origens e conseqüências dessa fragilidade. O Capítulo II apresenta o modelo de metas de inflação e o resultado esperado quando aplicado a economias em desenvolvimento. No terceiro capítulo são

explicitadas metodologia, estimações e interpretações dos resultados. No quarto capítulo são apresentadas as considerações finais.

## **1 - Regimes de câmbio e o contexto dos países em desenvolvimento**

O regime cambial adotado por um país tem implicações diretas para a economia, tanto do ponto de vista interno (estabilidade do nível de preços) quanto externo (equilíbrio do balanço de pagamentos). No regime de câmbio fixo as autoridades monetárias podem estabilizar a taxa de câmbio através de política monetária para alcançar o equilíbrio externo, enquanto o nível de preços contribui para estabilizar o ambiente interno. Quando o regime de câmbio adotado é o de taxas flutuantes, as autoridades monetárias podem estabilizar o nível de preços através de política monetária para alcançar o equilíbrio interno, permitindo que a taxa de câmbio flutue de forma a alcançar o equilíbrio externo.

Até a Primeira Guerra Mundial a economia mundial movia-se segundo o “padrão ouro”, onde as moedas da maioria dos países podia ser convertida em ouro automaticamente. Como o valor das moedas em termos de ouro era fixo foi possível estabelecer-se relação de troca entre moedas no âmbito de um sistema de câmbio fixo.

A depreciação da moeda de um país (país A) estimula os importadores desse país a não trocar a moeda local diretamente pela outra, em vez disso eles comprariam ouro pela taxa previamente determinada e enviariam para o país exportador (país B). Ao fazer isso o país A, que teve sua moeda depreciada, reduz seu nível de reservas (ouro) e sua base monetária. A redução da base monetária leva à redução da oferta de moeda no país e conseqüentemente redução no nível de preços. Já o país B, que recebe o ouro, terá suas reservas e base monetária aumentadas, levando a um aumento do nível de preços. O aumento do nível de preços no país que recebe ouro estimulará os importadores e resultará em saída de reservas (ouro), fazendo com que haja depreciação da taxa de câmbio do país exportador (país B). Esse movimento de aumento do nível de preços no país exportador e queda no país importador gera uma alteração na taxa de câmbio entre os dois países, uma depreciação da moeda do país exportador até que a taxa de câmbio volte ao seu valor nominal de padrão ouro (MISHKIN, 2000, p. 307).

O resultado do “padrão ouro” era a perda de controle da política monetária pelos países, pois a oferta de moeda seria determinada pelo fluxo de ouro entre os países, e além disso, a produção e descoberta de ouro exerceriam influência sobre a inflação na medida que a oferta de ouro não acompanhasse o crescimento da atividade econômica.

Enquanto as regras do “padrão ouro” fossem seguidas e os países possuíssem moedas conversíveis e lastreadas em ouro, as taxas de câmbio seriam fixas, porém a Primeira Guerra Mundial representou o fim de algumas relações comerciais fazendo com

que países não pudessem mais converter suas moedas em ouro, levando o padrão ouro ao colapso.

Embora houvesse tentativa de restabelecer o “padrão ouro” durante o período entre guerras, a depressão de 1929 solapou essa possibilidade. Em seguida à vitória dos Aliados na Segunda Guerra Mundial foi convocada uma reunião em *Bretton Woods* para o estabelecimento de um sistema monetário internacional que facilitasse o comércio e promovesse o desenvolvimento, donde surgiu o sistema de *Bretton Woods*.

Esse acordo vigiu entre 1945 e 1971 e estabelecia que o dólar norte-americano seria trocado pelos governos e bancos centrais a um valor fixo com o ouro (\$35 por onça) e todas as demais moedas seriam trocadas com o dólar a uma paridade fixa, fazendo com que ativos em dólar constituíssem as reservas dos países. Além disso, previa a compra e venda, pelos bancos centrais de cada país, de suas próprias moedas, de forma a manter uma taxa de câmbio fixa em relação ao dólar; e criava o Fundo Monetário Internacional (FMI) com fins de fiscalizar e socorrer países para a manutenção do regime.

O regime de *Bretton Woods* postulava que as taxas de câmbio permaneceriam fixas a não ser que um país enfrentasse grandes e recorrentes déficits (superávits) em seu balanço de pagamentos. Seria um regime de câmbio fixo ajustável, como destaca CARVALHO et al. (2000, p. 421). Para manutenção das taxas de câmbio fixas na presença de déficits, o FMI emprestaria reservas oriundas das colaborações dos países membros e estabeleceria políticas aos países assistidos com objetivo de fortalecer suas moedas ou eliminar os déficits no balanço de pagamentos. Caso os empréstimos do FMI fossem insuficientes os países eram autorizados a promover a desvalorização cambial.

O problema do regime de *Bretton Woods* foi a desconsideração de que a contraparte dos países deficitários eram países superavitários que não estariam dispostos a valorizar seu câmbio real. O país detentor da moeda de reserva, Estados Unidos, não poderia alterar seu câmbio, mesmo que o último estivesse desalinhado e devido a uma tentativa norte-americana de reduzir seu nível de desemprego na década de 1960 através de política monetária inflacionária, foi gerada sobrevalorização do dólar. Como os países superavitários não estavam dispostos a rever suas taxas de câmbio o sistema ruiu.

A partir de 1973 foi adotada a flutuação cambial pelos Estados Unidos e seus parceiros comerciais, e esta vige até hoje, ao lado de regimes de câmbio fixo e regimes intermediários como flutuação administrada, taxa de câmbio atrelada a uma cesta de moedas etc adotados por outros países.

Após a recuperação dos regimes cambiais adotados ao longo do último século é importante analisar qual a estrutura e resultado de política econômica dos diferentes regimes cambiais na presença de fluxos de capitais.

### **1.1 - Regimes cambiais com fluxo de capitais (Modelo Mundell-Fleming)**

O modelo de economia aberta com fluxo de capitais (IS/LM/BP) deve ser analisado no que diz respeito ao regime cambial adotado e à mobilidade dos capitais internacionais. Os regimes cambiais podem ser classificados como fixos e flexíveis, admitindo-se regimes intermediários, enquanto a mobilidade dos capitais pode ser classificada, nos extremos, como livre mobilidade e mobilidade nula.

Para o propósito do presente trabalho explanar-se-á os dois regimes cambiais considerando plena mobilidade de capitais, característica representativa do mundo contemporâneo, resultado da integração financeira e aumento do grau de conversibilidade das moedas.

A plena mobilidade pressupõe uma curva de equilíbrio externo (Balanço de Pagamentos) infinitamente sensível a um diferencial de rendimento entre a taxa de juros doméstica e a taxa externa (taxa de juros internacional), resultando num equilíbrio onde a taxa doméstica será igual à do resto do mundo. Qualquer diferencial gerará um fluxo enorme de capitais afetando o alcance do equilíbrio externo.

#### **1.1.1 – Regime de Taxa de Câmbio Fixa**

O regime de câmbio fixo pressupõe o estabelecimento de uma paridade entre moeda doméstica e uma moeda externa de referência através de uma decisão governamental ou jurídica. A autoridade monetária é responsável por manter a paridade no nível acordado e promove intervenções passivas<sup>1</sup> no mercado de câmbio para tal. A intervenção no mercado cambial envolve a compra ou venda de moeda estrangeira, moeda esta que compõe as reservas do país, razão pela qual déficits recorrentes no balanço de pagamentos tornam insustentável o regime de câmbio fixo, pois significam perda de reservas.

---

<sup>1</sup> CARVALHO (2000, p. 411) utiliza o termo intervenção “passiva” no mercado de câmbio para caracterizar a ação da autoridade monetária que responde à pressão dos agentes privados para alteração na taxa de câmbio, tentando neutralizá-la mediante compra ou venda de moeda estrangeira, necessitando de reservas externas para fazê-lo.



A adição de plena mobilidade de capitais significa que todo e qualquer investidor que aplica em um país tem liberdade para mobilizar suas aplicações para outra economia a qualquer momento, em qualquer situação. O resultado desse movimento de entrada e saída de capitais internacionais na economia é a pressão sobre a taxa de câmbio nominal, gerando variação cambial, elemento que sob o regime de câmbio fixo não deve ocorrer.

Como o fim do investidor é a busca do lucro, este buscará a aplicação que lhe proporcionar o maior rendimento, ou seja, ele buscará a maior taxa de juros existente no mercado mundial, ponderando pelo risco. Caso haja um descolamento da taxa de juros real do mercado doméstico frente o restante do mundo, os capitais vão se movimentar em direção ao maior rendimento e, por conseguinte, pressionar a taxa de câmbio. A autoridade monetária atuará vendendo (comprando) moeda estrangeira e diminuindo (aumentando) suas reservas caso haja pressão para saída (entrada) de capitais de forma a manter a taxa de câmbio estável.

A intervenção da autoridade monetária no mercado cambial gerará um efeito sobre a oferta de moeda na economia, pois se o governo vender moeda estrangeira, automaticamente ele retirará de circulação moeda doméstica da economia, da mesma forma que a compra de moeda estrangeira representa a injeção de mais moeda doméstica na economia.

Diante do exposto conclui-se que o câmbio fixo constituir-se-á em âncora nominal, pois não variará diante de choques no balanço de pagamentos, porém a utilização de reservas para manutenção do câmbio estável fará com que a oferta de moeda da economia não possa ser controlada pela autoridade monetária, ou seja, flutuará como reflexo do ambiente externo e não permitirá autonomia da política monetária.

No modelo Mundell-Fleming, políticas fiscais surtem efeito na presença de câmbio fixo, pois o estímulo ao mercado de bens e serviços fará com que aumente demanda por moeda e conseqüentemente aumente taxa de juros. Diante dessa variação da taxa de juros haverá influxo de capitais, pressão sobre a taxa de câmbio e intervenção da autoridade monetária comprando moeda externa e aumentando oferta de moeda doméstica, fato que reduzirá a taxa de juros ao seu nível inicial, igual ao nível internacional, e estimulará crescimento da renda.

No citado modelo, política monetária expansionista não surtirá efeito sobre a economia, sob plena mobilidade de capitais e câmbio fixo (Trindade Impossível), pois no caso de uma expansão monetária o aumento da oferta de moeda gerará queda na taxa de juros abaixo da taxa internacional, provocando uma saída de capitais. Para neutralizar a

pressão sobre o câmbio oriunda da saída de divisas, o governo atua vendendo divisas e retirando de circulação moeda doméstica, levando a um aumento dos juros até o montante que equilibra o balanço de pagamentos. A economia volta ao mesmo ponto anterior, porém com um volume menor de reservas externas.

As vantagens do câmbio fixo sob livre mobilidade de capitais são que a autoridade monetária torna-se independente do governo, pois não faz política monetária, evitando assim o problema da inconsistência dinâmica<sup>2</sup>, não permite o contágio do câmbio sobre a inflação (*pass-through*) e isola o país do viés inflacionário, pois não haveria possibilidade de execução de política monetária com fins de estimular temporariamente a economia.

Além da eliminação da inconsistência dinâmica, a taxa de câmbio fixa tornar-se-á um “estabilizador automático dos preços domésticos”, conforme FERRARI, MENDONÇA e SOBREIRA (2003, p. 159) porque caso o preço dos bens *non-tradeables* (bens domésticos) aumente, haverá valorização da taxa de câmbio real, deteriorando o saldo do balanço de pagamentos e diminuindo o volume de reservas internacionais. Isso gerará contração monetária, diminuição das importações e melhora do saldo comercial, além do fato de que a contração monetária fará com que preços domésticos caiam devido à recessão, levando à desvalorização da taxa de câmbio real até o seu nível inicial.

A desvantagem do câmbio fixo sob livre mobilidade de capitais é a perda de autonomia da política monetária (Trindade Impossível), não permitindo utilização de política monetária para geração de crescimento e estabilização de ciclos econômicos.

### **1.1.2 – Regime de Taxa de Câmbio Flexível**

A solução para se obter autonomia da política monetária, mesmo com livre mobilidade de capitais, seria a adoção de um regime de câmbio flexível. Nesse caso o balanço de pagamentos estará sempre em equilíbrio, pois o modelo assume que é permitida à taxa de câmbio variar em função da oferta e demanda de divisas. Além disso, há instantaneidade do ajuste do balanço de pagamentos em transações correntes e estabilidade das expectativas em relação à taxa de câmbio (FERRARI, MENDONÇA e SOBREIRA, 2003, p. 169).

---

<sup>2</sup> O problema da inconsistência dinâmica dos planos ótimos foi teorizado por KYDLAND e PRESCOTT (1977) e defende a superioridade da adoção de regras de política em vez de comportamento discricionário a fim de maximizar a função objetivo social.

Diante de uma expansão monetária a taxa de juros interna tende a ficar abaixo da taxa externa provocando saída de capitais e levando à depreciação cambial. Como resultado da depreciação cambial as exportações tornar-se-ão mais competitivas, elevando o nível de oferta de divisas, até o equilíbrio do balanço de pagamentos. O resultado final será um maior nível de renda e o mesmo nível de taxa de juros anteriormente em vigor, porém o novo equilíbrio do balanço de pagamentos contará com uma maior taxa de câmbio, maior saldo em transações correntes e menor saldo na conta de capitais.

Há crescimento econômico como resultado da política monetária expansionista porque inicialmente a economia cresce com a queda de juros e posteriormente devido à depreciação cambial e expansão das exportações e substituição de importações.

Já a política fiscal expansionista não logra resultados, pois a expansão fiscal ocasiona aumento da demanda por moeda e, por conseguinte, aumento dos juros. O aumento dos juros atrai capitais externos e há uma entrada de divisas, levando a taxa de câmbio a se apreciar, estimulando importações e desestimulando exportações, gerando déficit em transações correntes até o ponto onde o balanço de pagamentos volte a se estabilizar. Nesse ponto teremos o mesmo nível de renda, porém a composição do balanço de pagamentos se altera.

Assim, argumenta-se que sob livre mobilidade de capitais o câmbio flexível será o responsável por absorver os choques exógenos, sem gerar alteração de reservas, permitindo autonomia da política monetária, tornando o país menos suscetível a crises cambiais e ataques especulativos e permitindo que o Banco Central desempenhe a função de prestador de última instância e regulador da liquidez na economia.

A desvantagem do câmbio flexível reside no fato de produzir maior volatilidade cambial, fato que pode ser muito prejudicial a determinadas economias, especialmente as caracterizadas por moedas não conversíveis, grande volatilidade dos fluxos de capitais externos e persistência dos déficits em transações correntes, conforme observam FERRARI, MENDONÇA e SOBREIRA (2003, p. 184):

...economias emergentes possuem uma série de características que não são levadas em conta pelo modelo Mundell-Fleming, a saber: moedas não conversíveis, grande volatilidade nos fluxos de capitais externos e recorrência e persistência dos déficits em transações correntes. Tais fatos fazem com que a operação de um regime de câmbio flutuante esteja associada à uma grande volatilidade da taxa nominal de câmbio, a qual, por um lado, inibe os investimentos em capital fixo ao aumentar o risco cambial das operações de importações de bens de capital. Por outro lado, essa volatilidade cambial obriga o Banco Central a operar com taxas de juros nominais e reais elevadas para

impedir o *repasse* da depreciação do câmbio para os preços [pass-through], principalmente em países que adotam o sistema de metas de inflação.

A resposta à pergunta de qual o melhor regime cambial é controversa e depende da especificidade de cada país. O que se sabe é que nenhum dos dois casos extremos, flutuação pura e câmbio fixo, têm sido adotados pela maioria dos países. Estes preferem regimes intermediários como flutuação administrada e minidesvalorizações.

MUNDELL (1960, p. 249-250, tradução nossa, grifo do autor) emite sua posição:

foi demonstrado que sistemas de taxa de câmbio fixa operam mais efetivamente se capital é altamente móvel, enquanto o sistema de taxa de câmbio flexível funciona melhor se capital é imóvel [...] A razão pela qual maior mobilidade de capital melhora a efetividade do sistema de taxa de câmbio fixo é que a variável de ajuste (a taxa de juros) tem um efeito direto no mercado ao qual ela responde (balanço de pagamentos)... Por outro lado, o sistema de câmbio flexível funciona menos se capital é móvel porque a taxa de juros tem um efeito mais direto no balanço de pagamentos que no mercado ao qual responde (mercado de bens e serviços). [...] *um sistema trabalha melhor se variáveis respondem aos mercados sobre os quais elas exercem a maior influência direta.*

O fato para o qual Mundell quer chamar a atenção é que no regime de câmbio flexível, com livre mobilidade de capitais, somente políticas monetárias geram efeito e o objetivo da taxa de juros é equilibrar o lado interno (mercado de bens e serviços) da economia enquanto o câmbio equilibra o lado externo (balanço de pagamentos), porém a taxa de juros afeta o lado interno indiretamente, através de mudanças na taxa de câmbio. Conforme exemplo mencionado por MUNDELL (1960, p. 239), imagine uma situação onde vigoram câmbio flexível e livre mobilidade de capitais e a economia enfrenta uma tendência à deflação e equilíbrio no balanço de pagamentos (fora do equilíbrio). Diante desse quadro a autoridade monetária reduz a taxa de juros com objetivo de facilitar as condições de crédito, porém há uma saída de capitais e isto provoca depreciação cambial. A depreciação cambial, por sua vez, estimula a demanda agregada e elimina a deflação, levando a economia para o equilíbrio (estabilidade do mercado de bens e serviços e estabilidade no balanço de pagamentos).

But notice that internal stability is not achieved by the **direct** effect of changed credit conditions on effective demand: it is achieved instead by the **indirect** effect of changes in the exchange rate. (MUNDELL, 1960, p. 239, grifo nosso).

O efeito da taxa de juros só seria direto caso o mercado de bens e serviços fosse altamente sensível à taxa de juros, suplantando o enorme movimento de capitais.

for example, that a high responsiveness of this market [mercado de bens e serviços] to the rate of interest is conducive to the effective operation of the flexible-exchange-rate system, while a low responsiveness hinders its operation. In the less extreme cases a **mixed system** – where equilibrium conditions in both markets are considered before allowing any variable to adjust – may be **theoretically preferable**. (MUNDELL, 1960, p. 250, grifo nosso).

## 1.2 - Medo de Flutuar

A literatura a respeito de “*Fear of Floating*” tem como referência o trabalho de CALVO e REINHART (2000) e concentra-se na discussão entre qual o regime cambial anunciado pelos países (*de jure*), segundo classificação do Fundo Monetário Internacional (FMI), e qual o regime cambial adotado realmente (*de facto*).

Teoricamente, o regime de câmbio flutuante produziria uma volatilidade relativamente alta da taxa de câmbio e simultaneamente baixa volatilidade das reservas internacionais e da taxa de juros, pois não é necessário estabilizar o câmbio utilizando reservas ou taxa de juros, evitando a preocupação com o cenário externo (necessidade de atração de capitais).

Inúmeros países emergentes dizem adotar flutuação livre, porém apresentam indicadores aparentando intervenção da autoridade monetária na taxa de câmbio. Esses indicadores revelam menor volatilidade cambial e maior volatilidade das reservas em relação aos casos de flutuação cambial genuína (EUA e Japão).

Devido à falta de credibilidade, o governo é obrigado a aumentar a taxa de juros diante de uma desvalorização cambial para que o diferencial de juros atraia capitais externos e estabilize o câmbio. Isto sugere uma correlação positiva entre variação do câmbio e variação dos juros. Da mesma forma as reservas tendem a diminuir devido à expectativa de desvalorização sugerindo uma relação negativa entre reservas e taxa de câmbio, fato que possui suporte empírico e que mostra que o mito do fim das taxas de câmbio fixo não existe.

GONÇALVES (2004) estuda o caso brasileiro e apresenta dados demonstrando que a volatilidade cambial brasileira (0,26), medido pelo coeficiente de variação, é bem maior que o padrão internacional, Japão (0,07), Euro (0,07), Chile (0,13), México (0,04), porém ressalva que a maior volatilidade cambial não significa necessariamente menor medo de flutuar, podendo ser resultado de uma maior sensibilidade dos países emergentes aos choques externos. SOUZA e HOFF (2003) refazem os testes de Calvo e Reinhart para a economia brasileira no período 1999-2002 e observam que em 54% dos meses a taxa de

câmbio variou mais de 2,5% para cima ou para baixo, em 46% dos casos a variação mensal ficou dentro do intervalo de +/- 2,5% e somente em 17% dos casos a variação mensal ficou dentro do intervalo de +/- 1%, enquanto os Estados Unidos apresentaram 32% dos casos com variação maior que +/- 2,5% e 23% com variação inferior a +/-1%.

A análise da volatilidade das reservas feita por SOUZA e HOFF (2003) revela que em 54% dos casos (contra 23% dos EUA) a variação das reservas internacionais do Brasil ultrapassou o limite de +/- 2,5%.

Ao comparar-se a primeira fase do Plano Real (1994-1998) com o período 1999-2002 vemos que no câmbio fixo<sup>3</sup>, primeiro período analisado, onde reservas deveriam variar muito, as oscilações superiores ao intervalo de +/- 2,5% ocorreram em 55% dos casos enquanto no segundo período ocorreram em 54% dos casos, sugerindo-nos que o regime cambial brasileiro no segundo período pode não ter sido flutuação genuína.

Com relação à taxa de juros observa-se que a taxa brasileira é mais volátil que a americana. Enquanto somente em 8% dos casos a variação mensal da taxa de juros norte-americana excedeu 0,5%, no caso brasileiro isto ocorreu em 85% dos casos. Esses dados merecem ressalva a respeito do objetivo da variação nos juros. Ela pode ter sido tanto para ajuste interno quanto para responder a um choque externo.

Uma primeira leitura dos resultados ... levaria a concluir que, de fato, no caso do Brasil, o Banco Central tentou evitar a flutuação, porém sem lograr êxito. Ou seja, apesar de intervir muito no mercado não conteve a alta volatilidade da taxa de câmbio. (SOUZA e HOFF, 2003, p. 5).

### **1.3 - Contexto dos países em desenvolvimento**

Ao considerar a adequação do modelo Mundell-Fleming para uma economia aberta com livre mobilidade de capitais e câmbio flexível deve-se atentar que no caso específico dos países emergentes são necessárias algumas observações.

Conforme mencionado por FERRARI, MENDONÇA e SOBREIRA (2003), economias emergentes possuem uma série de características como moedas não-conversíveis, grande volatilidade no fluxo de capitais externos e recorrência e persistência dos déficits em transações correntes.

A origem das três características acima citadas advém do modelo de desenvolvimento adotado pelos países, que não logrou êxito na busca de formação de uma

---

<sup>3</sup> Ressalva-se o pequeno período onde a taxa de câmbio flutuou entre 1994 e 1995, embora tenha se mantido estável.

ampla base produtiva. A maioria dos países emergentes, conforme RESENDE e AMADO (2007), apresenta déficits crônicos em seus balanços de pagamentos em transações correntes, gerando elevada vulnerabilidade externa quando comparado aos países desenvolvidos, devido à deficiência de suas estruturas produtivas, em especial as latino-americanas, como mencionado pela teoria da comissão econômica para a América Latina e Caribe (CEPAL).

Essa deficiência da estrutura produtiva acaba por diminuir a competitividade e o valor agregado das exportações tornando o acesso às divisas externas mais difícil.

Outro motivo para o desequilíbrio do balanço de pagamentos resulta de políticas econômicas que visam a busca de um ajuste interno, como a contenção da inflação<sup>4</sup>, que acabam por desestabilizar o país, como mencionado por DE PAULA e ALVES JR. (2000, p. 590):

Therefore, balance of payments disequilibrium results from the fact that, in a world of globally mobile financial and productive capital investments, domestic stabilization policies are inherently destabilizing. This is because, under these conditions, the initially successful application of an internal stabilization policy comes to generate an endogenous process of deteriorating economic conditions (a growing public deficit, a growing deficit in its balance of payments current account, dependence on foreign capital, etc.

Para o alcance do equilíbrio externo, ou seja, do balanço de pagamentos, os países tendem a se financiar com capitais externos, em geral de curto prazo e especulativos, e para atrair tais capitais, são obrigados a praticar elevadas taxas de juros, penalizando o crescimento da economia e a pressionando dívida pública. Observe que os passivos adquiridos por estes países junto ao mercado financeiro internacional constituem-se de divisas estrangeiras com curto prazo de amortização, enquanto a estrutura dos ativos possuídos pelos mesmos contempla um longo prazo de maturação, além de ser, geralmente, valorado em moeda doméstica. Este descasamento entre o valor dos ativos e passivos e seus prazos de maturação denomina-se o problema do “pecado original” e constitui um dos fatores que contribuem para o aumento da vulnerabilidade externa dos países em desenvolvimento.

---

<sup>4</sup> O caso brasileiro, durante o plano real, foi um exemplo do uso de uma política econômica, câmbio fixo como âncora nominal, com fins de estabilização interna que resultou em instabilidade econômica, pois as altas taxas de juros utilizadas para atrair capitais externos e manter a taxa de câmbio fixa ocasionaram uma maciça entrada de moeda na economia, moeda essa que precisava ser esterilizada e obrigava o governo a endividar-se mediante a oferta de títulos públicos, o que mantinha elevada a taxa de juros aumentando o déficit público em seu conceito operacional. Deste modo, a taxa de câmbio real mantinha-se apreciada, implicando recorrentes déficits externos.

Essa tomada de recursos no mercado financeiro internacional e a relativa dificuldade de obtenção de recursos para o pagamento faz com que os emprestadores internacionais, dotados de preferência pela liquidez, atuem com maior receio na concessão de financiamentos a estes países.

A teoria Minskyana relacionada à “fragilidade financeira” do sistema econômico aplica-se em âmbito internacional como sugerem DE PAULA e ALVES Jr (2000) e RESENDE e AMADO (2007). Para explicar o processo de aumento da instabilidade financeira das economias monetárias, como também seu caráter endógeno, MINSKY (1986) apresenta três tipos de unidades endividadas (Hedge, Especulativa e Ponzi), sendo que a fragilidade financeira do sistema como um todo dependerá da proporção com a qual se distribuem esses três diferentes perfis. Ou seja, ao longo do ciclo econômico firmas viabilizam seus investimentos segundo três perfis de financiamento distintos.

Hedge é o perfil de financiamento do qual se espera que os fluxos de caixa associados ao ativo financiado sejam maiores, agora e no futuro, que os compromissos financeiros contratuais (amortizações e juros). Dessa forma, um aumento nas taxas de juros não ameaçará o pagamento dos compromissos das unidades hedge.

Especulativo é o perfil de financiamento cuja expectativa é que os fluxos de caixa dos ativos, no curto prazo, sejam menores que o montante dos compromissos financeiros, porém suficientes para pagar os juros e pagar uma parte das amortizações. Espera-se que no futuro haja aumento de receita para se quitar essas quantias pendentes e envolve a necessidade de um refinanciamento no futuro. Caso haja aumento das taxas de juros haverá variação no valor dos financiamentos, prejudicando a viabilidade dos pagamentos.

Ponzi é o perfil de financiamento cujos fluxos de caixa não serão suficientes para pagar sequer os juros, tornando necessário a contratação de empréstimos adicionais para honrar os compromissos. Dessa forma, a dívida cresce mesmo sem variação de juros e qualquer variação dos últimos compromete os pagamentos.

A pergunta que se faz é como o sistema caminha para conceder empréstimos a um perfil Ponzi. O fato que explica tal questionamento segundo MINSKY (1986, p. 210) é:

A regime in which gains are being earned and are expected is a favorable environment for engaging in Speculative and Ponzi finance. Profit opportunities within a robust financial structure make the shift from robustness to fragility an endogenous phenomenon.



Ou seja, na fase ascendente do ciclo econômico as expectativas de lucro tendem a ser validadas, estimulando o otimismo dos agentes econômicos e suas expectativas de lucro. Isto leva à ampliação da rede de compromissos financeiros do sistema e ao aumento da alavancagem financeira das firmas. Neste processo, marcado por expectativas otimistas, bancos reduzem sua margem de segurança, e na busca pelos lucros, passam a financiar unidades especulativas e até mesmo Ponzi.

A concessão de financiamentos aos perfis especulativo e Ponzi acontece em um *boom* de investimento. O aumento da taxa de juros que decorre do crescimento econômico e do aumento da demanda por moeda torna o sistema mais frágil financeiramente. Chega-se a um ponto onde há reversão das expectativas quanto ao futuro e os bancos passam a não mais emprestar aos agentes, dificultando os pagamentos das obrigações financeiras dos agentes especulativos e ponzi, gerando uma crise financeira.

A aplicação da teoria Minskyana ao contexto do mundo globalizado de economias abertas como o fizeram DE PAULA e ALVES JR. (2000)<sup>5</sup> faz com que se considere os países como os agentes que são classificados segundo os três perfis.

Nesse contexto, países emergentes caracterizados pelos elementos acima descritos (vulnerabilidade externa, moedas não-conversíveis, déficit no balanço de pagamentos em transações correntes) assumem perfis especulativo/Ponzi frente o sistema financeiro internacional, pois tem certa dificuldade de geração de recursos externos. Segundo RESENDE e AMADO (2007, p. 9-10):

Enquanto em Minsky o problema é de fluxo monetário do projeto e de capacidade de repagamento do projeto específico, em economias abertas, com um grande nível de vulnerabilidade externa, o problema está associado não apenas à capacidade de repagamento dos projetos específicos, mas também, à capacidade de geração de divisas externas que permitam esse repagamento. Neste caso, o processo é muito mais complicado e exige uma engrenagem mais sofisticada.[ ] as restrições a países são mais severas do que a firmas, uma vez que a restrição das firmas é a disponibilidade de caixa para honrar os compromissos nos diversos momentos críticos de seu fluxo de caixa. Já no caso de países há os problemas associados aos projetos financiados, que se comportam da mesma forma que em análises de firmas, mas também há a necessidade de converter esses fluxos de caixa em divisas para honrar os pagamentos externos, problema este que tem um caráter macroeconômico e que transcende a questão da análise da vulnerabilidade do projeto individual.

---

<sup>5</sup> DE PAULA e ALVES JR. (2000) desenvolvem um índice de fragilidade financeira externa que, segundo definição dos autores, (p. 597), compreende o grau em que uma economia é vulnerável a mudanças nas condições de financiamento originadas de alterações nas taxas de juros externas ou nas taxas de câmbio.

A idéia de países emergentes configurados como perfis especulativo/Ponzi faz com que tais países apresentem um ciclo econômico condicionado pelos ciclos do sistema financeiro internacional, o que RESENDE e AMADO (2007) denominam ciclo reflexo:

A incerteza relativamente mais elevada no sistema financeiro internacional sobre o influxo líquido de divisas externas nas economias periféricas implica em menor disponibilidade de crédito para a Periferia vis-à-vis o Centro.[ ]nas fases ascendentes dos ciclos dos mercados financeiros mundiais, isto é, dos ciclos da liquidez internacional, esta incerteza é amenizada: o otimismo generalizado permite a expansão do crédito, inclusive na Periferia [ ] nas fases descendentes dos ciclos, o otimismo se desfaz e há um racionamento de crédito mais intenso, ou assimétrico, para a Periferia...

Portanto, nos períodos de queda cíclica da liquidez internacional, isto é, do sistema financeiro internacional, a restrição de crédito externo mais intensa para as economias em desenvolvimento (Especulativas/Ponzi) vis-à-vis as economias desenvolvidas (Hedge) implica escassez de divisas e crises de balanço de pagamentos nas primeiras. Nestes períodos a contração da oferta de moeda torna-se importante instrumento de ajuste do setor externo, o que, por outro lado, diminui a autonomia da política monetária.

FERRARI, MENDONÇA & SOBREIRA (2003) analisam as características dos países emergentes e observam que ao aplicar-se o modelo de câmbio flexível aos países emergentes, hipóteses desse modelo não se verificam: a instantaneidade do ajuste das transações correntes (curva J) e a estabilidade das expectativas em relação à taxa de câmbio.

No caso dos países emergentes onde as expectativas com relação à taxa de câmbio são instáveis, a paridade descoberta da taxa de juros ( $i = i^* + e^e$ ), determina que a taxa de juros doméstica é igual a taxa internacional mais a expectativa de desvalorização cambial e faz com que qualquer diferença entre  $i$  e  $i^*$  represente uma variação cambial de forma a equilibrar a taxa de retorno dos títulos.

A grande instabilidade cambial acaba por criar um “risco cambial” que pode levar à busca por ativos estrangeiros pressionando a taxa de juros interna para manter os ativos domésticos atrativos e dificultando a execução de política monetária.

TOBIN (1978), citado por OREIRO, DE PAULA e DA SILVA (2000), menciona que a perda de autonomia das políticas econômicas nacionais, incluindo-se política monetária, ocorre sob regime de câmbio flexível, devido à excessiva volatilidade na taxa

de câmbio, em especial nos países emergentes, resultante da grande mobilidade dos fluxos de capitais.

Num contexto de câmbio flexível, caso exista o diferencial de juros (internos e externos) e este não seja captado pelas expectativas de desvalorização cambial, haverá influxo de capitais, apreciação cambial, deterioração da balança comercial. Assumindo um regime de câmbio flexível sujo, haverá nesse processo alguma esterilização por parte do Banco Central da variação de reservas, aumentando a dívida pública. Haverá, também, posterior desvalorização cambial em função dos déficits na balança comercial. O resultado desse descompasso entre os juros é o crescimento da dívida pública impedindo que os juros caiam, déficit comercial que gera desvalorização e conseqüentemente inflação (*pass-through*).

Países emergentes geralmente são acometidos pelo descasamento entre seu passivo e ativo (pecado original), possuem taxas significativas de contágio do câmbio sobre a inflação (GOLDFAJN e WERLANG, 2000), descrédito na política monetária, os efeitos de desvalorizações são comumente recessões (CALVO E REINHART, p. 8, 2000), possuem vulnerabilidade externa e têm seu desenvolvimento econômico condicionado pela liquidez internacional. Todos esses fatores contribuem para que o sistema internacional observe esses países com grande cautela.

Na intenção de melhorar a percepção de risco dos agentes financeiros quanto aos países, têm-se sinalizado um constante compromisso com o equilíbrio interno e externo, através da adoção do regime de metas de inflação e câmbio flexível, respectivamente. A seguir analisar-se-á o regime de metas de inflação na presença de livre mobilidade de capitais e câmbio flexível, e qual seu impacto sobre uma importante variável de política econômica, a taxa de juros.

## 2 - A estrutura do regime de metas de inflação

O regime de metas de inflação insere-se no âmbito da política de regras para condução da política monetária e tem na teoria novo-clássica sua sustentação e fundamentação.

KYDLAND e PRESCOTT (1977) argumentam que, mesmo sob a hipótese de conhecimento perfeito dos efeitos da política monetária e de inexistência de defasagens em sua condução, o discricionarismo mostra-se inferior à adoção de regras para a condução da política monetária, pois seu uso possibilita o surgimento de viés inflacionário.

Segundo a abordagem dos autores supracitados supõe-se: i) inflação como função crescente do estoque de moeda e; ii) existência de uma função de bem-estar social composta por dois males, inflação e desemprego. Dessa forma o problema da autoridade monetária é minimizar a função objetivo de perdas ou maximizar a função de bem-estar social sujeita à restrição dada pela curva de Phillips.

A conclusão a que os autores chegam é que, caso haja discricionariedade na condução da política monetária, surge um “viés inflacionário” em função dos ganhos político-econômicos advindos de um estímulo à renda e emprego.

Quando a política monetária é conduzida discricionariamente, há um viés inflacionário: a autoridade monetária é incentivada a trair e não adotar a política monetária anunciada, na presença ou não de credibilidade<sup>6</sup>... Os agentes racionais, por sua vez, reconhecem a existência de um viés inflacionário na condução da política monetária, o que compromete sua credibilidade... agentes racionais antecipam o fato de que a autoridade monetária é incentivada a não implementar a política anunciada e produzir um choque monetário com o intuito de gerar inflação-surpresa em troca de uma redução do nível de desemprego abaixo da taxa natural, deslocando-se ao longo da Curva de Phillips de curto prazo. Conseqüentemente, os anúncios de uma autoridade monetária não são críveis...(MODENESI, 2005, p. 173)

Outra razão para a existência do “viés inflacionário” reside na possibilidade da autoridade governamental utilizar as diferentes ferramentas de política monetária para explorar o *trade-off* inflação x desemprego e estimular a economia às vésperas do período eleitoral, dessa forma maximizando a possibilidade de reeleição ou permanência no poder de seu partido político.

Esse fenômeno chamado ciclo político-eleitoral só é possível porque os indivíduos sofrem do problema de “miopia” econômica e percebem as intenções da

---

<sup>6</sup> Vale a pena mencionar a diferença entre os conceitos de credibilidade e reputação. Credibilidade refere-se ao grau de confiança na política adotada, enquanto reputação refere-se ao nível de confiança nos formuladores de política. (MODENESI, 2005)

autoridade governamental com defasagem temporal devido à assimetria informacional. Os ciclos político-eleitorais partem do princípio que o resultado maléfico do estímulo econômico pré-eleitoral, a inflação, só aparece após as eleições e o custo social de sua contenção via recessão será arcado somente após as eleições.

NORDHAUS (1979) tratou dos ciclos político-eleitorais com fins de reeleição e os denominou “oportunistas”, enquanto HIBBS (1977) estudou os ciclos “partidários”, ou seja, quando os políticos seguem a orientação de seu partido, seja ele de esquerda ou direita, às vésperas da eleição de forma a manter seu partido no poder no próximo mandato<sup>7</sup>.

Para solucionar o problema do viés inflacionário PERSSON e TABELLINI (1994, p. 4), citados por MODENESI (2005, p. 173) sugerem a presença de uma “tecnologia de comprometimento”, um mecanismo que incentive a autoridade monetária a seguir regras e impedir o viés inflacionário.

O problema de inconsistência intertemporal<sup>8</sup> e a existência do viés inflacionário são dois fortes argumentos a favor da adoção de regras para condução de política monetária e com esse fim surge a hipótese de novos arranjos institucionais para mitigar o discricionarismo monetário.

Dois principais arranjos discutidos e utilizados são a tese de independência do Banco Central e o regime de metas de inflação.

A tese de independência do Banco Central defende a outorga da condução da política monetária a um órgão autônomo altamente avesso à instabilidade de preços, independente de seus efeitos sobre o desemprego.

Essa tese parte das hipóteses de existência de viés inflacionário na condução da política monetária e presença de correlação negativa entre o grau de independência da autoridade monetária e a taxa de inflação.

Tal arranjo busca controlar a inflação baseado na condução da política monetária por um agente independente, conferindo maior credibilidade à política por ele implementada e reputação a este agente devido à mitigação do viés inflacionário. A definição dos objetivos e instrumentos necessários à consecução desses objetivos por uma

---

<sup>7</sup> Para maior detalhamento acerca dos ciclos político-eleitorais sugere-se a leitura de ALESINA (1995), NORDHAUS (1975), e HIBBS (1977); para o caso latino americano BORSANI (2003) e para o caso brasileiro RESENDE (2004), OGURA (2000) e FIALHO (1996).

<sup>8</sup> Segundo MODENESI (2005, pp. 166) as políticas são classificadas como temporalmente inconsistentes caso uma decisão, a respeito de política econômica, integrante de um plano ótimo, anunciada em um determinado período, deixa de ser ótima em uma data futura, mesmo que nenhuma informação relevante tenha surgido no período em questão.

entidade autônoma, independente das influências governamentais, faz com que os agentes atribuam maior credibilidade às políticas adotadas pela autoridade e com isso comportem-se de maneira aderente aos objetivos divulgados pela autoridade monetária facilitando seu alcance. Além disso, a percepção de risco dos agentes diminui abrindo espaço para a exigência de um menor prêmio de risco para o financiamento da dívida do país levando a uma queda nas taxas de juros praticadas.

Há modelos defendendo a independência da autoridade monetária quanto à definição dos objetivos a serem perseguidos e quanto aos instrumentos utilizados para o alcance dos mencionados objetivos, enquanto outros defendem somente a autonomia de instrumentos<sup>9</sup>. Além disso, não há consenso entre seus defensores quanto à unicidade do objetivo a ser perseguido, qual seja, a estabilidade de preços. A existência de múltiplos objetivos como controle de inflação e redução do desemprego dificulta a condução da política monetária e pode acabar inviabilizando o alcance das metas devido às relações antagônicas existentes entre os objetivos.

Evidências empíricas encontraram correlação negativa entre grau de independência da autoridade monetária e inflação nos países industrializados. No entanto, diversos tipos de críticas, tanto teóricas quanto empíricas<sup>10</sup>, surgiram de diversas correntes argumentando que política monetária é muito importante para ser delegada a uma única pessoa (FRIEDMAN, 1987 citado por MODENESI, 2005).

Para LEVY (1995) citado por MODENESI (2005) inflação não constitui problema tão grave e nem a questão do desemprego é tão irrelevante. SICSÚ (1996) citado por MODENESI (2005) menciona que independência do Banco Central pode atrapalhar a coordenação entre política monetária e fiscal, em virtude de basear-se na hipótese restritiva de existência de uma taxa natural de desemprego e neutralidade da moeda.

Quanto às críticas ao aspecto empírico argumenta-se que não há evidência de correlação negativa entre independência do Banco Central e inflação para países em desenvolvimento; verifica-se dubiedade dos resultados e bicausalidade entre inflação e grau de rotatividade dos presidentes dos bancos centrais, sendo que as críticas são reconhecidas pelos autores dos estudos.

---

<sup>9</sup> O modelo de ROGOFF (1985) é exemplo de modelo defensor de autonomia de objetivos e instrumentos, enquanto o modelo de WALSH (1995) é exemplo de modelo defensor de autonomia somente de instrumentos.

<sup>10</sup> Ver MODENESI (2005, p. 181-88) para sumário das evidências empíricas e respectivas críticas a respeito da tese de independência do Banco Central.

O segundo arranjo baseia-se no fator reputacional da autoridade monetária ao longo do tempo e utiliza como fundamento a teoria dos jogos. De acordo com essa abordagem, inicialmente sugerida por BARRO e GORDON (1983), a busca da maximização da função de bem-estar social no curto prazo, dada a existência do viés inflacionário, possui custos reputacionais no futuro, levando a uma situação de longo prazo com inflação e taxa natural de desemprego diferentes de zero.

Para evitar os custos reputacionais, a autoridade monetária tem incentivo a praticar austeridade monetária, dado que se trata de um jogo com número infinito de rodadas<sup>11</sup>.

Dada a existência do viés inflacionário e inconsistência intertemporal das políticas discricionárias, a autoridade monetária necessita obter credibilidade quanto a sua política perante a sociedade. Nesse intuito, o modelo de metas de inflação tem como objetivo a estabilidade de preços em níveis baixos para evitar efeitos negativos da inflação e, por isso, associa-se à tese de independência do Banco Central.

## **2.1 - A origem do regime de metas de inflação**

Conforme mencionado anteriormente na tese de independência instrumental do Banco Central, a autoridade monetária deve utilizar os instrumentos de política monetária necessários para alcançar os objetivos definidos pelos governantes.

No modelo de WALSH (1995), que defende a autonomia de instrumentos da autoridade monetária, é apresentado o problema de risco moral advindo do fato do presidente da autoridade monetária não se responsabilizar pelos resultados alcançados. Para suprir esse fato que reduz a credibilidade da autoridade monetária foi sugerida a criação de incentivos para que o dirigente do Banco Central, já caracterizado pela aversão à instabilidade de preços, não concretize o viés inflacionário.

O instrumento proposto no modelo de Walsh para evitar o problema acima consiste no compromisso formal firmado pela autoridade monetária em perseguir uma meta de inflação pré-determinada pelas autoridades governamentais<sup>12</sup>. Esse arranjo institucional, chamado metas de inflação, mitiga a possibilidade de viés inflacionário em

---

<sup>11</sup> Caso o jogo fosse constituído por número determinado de rodadas, os agentes trapaceariam e não cooperariam.

<sup>12</sup> MODENESI (2005, p. 189) atribui a MARSHALL (1887), WICKSELL (1898) e FISHER (1922) as primeiras formulações teóricas favoráveis à prática do regime de metas de inflação.

função das punições às quais o presidente da autoridade monetária está exposto, caso não alcance o objetivo.

## 2.2 - Elementos fundamentais

Segundo MODENESI (2005) o regime de metas de inflação baseia-se:

- i) no compromisso institucional da autoridade monetária em assumir a estabilidade de preços como seu principal objetivo;
- ii) anúncio de uma meta de médio prazo para a inflação;
- iii) na pequena importância das metas intermediárias ;
- iv) em maior transparência na condução da política monetária permitindo acompanhamento da sociedade;
- v) na independência de instrumentos para o alcance dos objetivos assumidos

MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001, p. 3) estruturam o regime de metas da seguinte forma:

Full-fledged inflation targeting is based on five pillars: absence of nominal anchors, an institutional commitment to price stability, absence of fiscal dominance, policy instrument independence, and policy transparency and accountability...

A partir do exposto, o regime de metas de inflação não constitui somente a definição do alvo para taxa de crescimento dos preços, mas o compromisso forte da autoridade monetária com o objetivo de estabilidade de preços em níveis reduzidos de forma a evitar os efeitos deletérios da inflação<sup>13</sup>.

Geralmente o referido regime é adotado em conjunto com o sistema de câmbio flutuante e passa a exercer o papel de âncora nominal da economia, coordenando a variação de preços da economia e orientando a formação de expectativas inflacionárias por parte dos agentes, expectativas essas que só serão influenciadas caso os agentes atribuam confiança à autoridade monetária no cumprimento do objetivo proposto. Para obter a

---

<sup>13</sup> Menciona-se como efeitos deletérios da inflação a suscetibilidade das economias às crises financeiras; a degradação da receita tributária devido aos impostos não-indexados – Efeito Olivera-Tanzi; efeito distributivo da renda devido aos diferentes mecanismos de proteção da renda pelas diferentes classes econômicas; custos de menu; alocação ineficiente dos recursos devido à imperfeita sinalização dos preços e funcionamento imperfeito dos mercados. Todavia, aceitando-se o caráter de não neutralidade da moeda, pelo menos no curto prazo, tais efeitos deletérios devem ficar circunscritos ao longo prazo.



credibilidade é que são fundamentais a transparência, arranjo institucional formal e independência instrumental por parte da autoridade monetária.

Além dos quesitos relacionados à imagem da autoridade monetária, instrumentos técnicos como modelos de previsão de inflação e desenvolvimento de um departamento de pesquisas são fundamentais para o bom funcionamento do regime.

Em âmbito mundial, a partir do fim do acordo de *Bretton Woods*, o regime de câmbio flexível substituiu o regime de câmbio fixo e deixou o sistema de preços desprovido de uma âncora nominal. A fim de preencher essa lacuna, a ferramenta de metas de inflação passou a desempenhar o papel de âncora nominal constituindo-se em importante instrumento para formação das expectativas de inflação, especialmente a partir da década de 1990.

Para a elaboração do modelo de metas de inflação é necessária a constituição dos mecanismos de transmissão da política monetária. Nesses mecanismos são definidos como se configura a cadeia de efeitos advindos de variações nas ferramentas de política monetária e agregados macroeconômicos e financeiros.

Um fator importante na definição do regime de metas de inflação é o tipo de taxa utilizada para medir a inflação. Teóricos defendem a utilização de um índice “cheio” para a inflação, o qual inclui todos os bens e serviços disponíveis na economia, enquanto outra corrente defende a utilização de um índice que inclua somente itens centrais, “*core inflation*”, isentando o índice de choques temporários e únicos como reajuste de tarifas etc.

Aqueles que defendem o índice cheio argumentam que o mesmo garante maior credibilidade, evitando a crença de que foi utilizado determinado índice reduzido para ocultar variações significativas de preços<sup>14</sup>.

MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001) argumentam que o regime de metas deve manter a credibilidade da política monetária, mesmo diante de choques exógenos, e para isso pode utilizar-se de quatro medidas:

- adoção de um índice de inflação que considere somente o núcleo, eliminando itens mais voláteis e garantindo estabilidade do indicador;
- utilização de cláusulas de escape
- alterar o horizonte das metas
- adoção de bandas de inflação mais largas

---

<sup>14</sup> O uso de índices centrais para mensurar inflação encontra certo descrédito entre as autoridades monetárias, o que é evidenciado pelo fato de somente o Canadá e a Tailândia utilizarem o referido índice e países como Austrália, Nova Zelândia e República Tcheca terem-no abandonado. Inglaterra e África do Sul utilizam o índice de preços ao consumidor com eliminação dos juros referentes à hipoteca.

Outro fator importante para a definição do regime de metas de inflação é a ausência ou presença de cláusulas de escape no arranjo institucional, permitindo a autoridade monetária um desvio da meta pré-acordada, desde que justificada a razão e explicitadas as medidas para correção da falha.

Os países que utilizam índice cheio para inflação e não possuem cláusula de escape utilizam um intervalo de variação em torno da meta, o que não configura descumprimento do alvo pré-acordado ou então alteram o horizonte da meta, como é o caso da Austrália e Nova Zelândia.

Merece destaque a observação que o desenho e implementação do regime de metas de inflação variam enormemente entre os países, tendo seus respectivos bancos centrais utilizado diferentes tipos de índices de preços, horizontes de tempo, ferramentas de comunicação e cláusulas de escape. Além dos elementos citados, os países praticaram diferentes políticas fiscal, tributária e comercial de forma a se caracterizar diferentes processos.

FRAGA, GOLDFAJN e MINELLA (2003) explicitam as peculiaridades das economias de mercado emergentes que utilizam o sistema de metas de inflação ao afirmar que as mesmas enfrentam maior volatilidade na inflação, taxa de câmbio, crescimento do PIB e taxa de juros, resultado de instituições frágeis e maior vulnerabilidade a choques externos, como exposto no capítulo anterior.

Aspectos institucionais possuem influência na estruturação do regime de metas. Conforme MISHKIN (2004) há quatro elementos a serem considerados para o caso dos países emergentes: i) instituições financeiras e fiscais fracas; ii) baixa credibilidade das instituições monetárias; iii) substituição da moeda e confiança na dolarização e; iv) maior vulnerabilidade a choques externos (em particular, “paradas súbitas” dos influxos de capitais).

Para a tomada de decisões de política monetária, deve-se considerar o maior volume de informação disponível. Por isso, um conjunto de modelos deve ser considerado para definição da função de reação da autoridade monetária, produção da previsão de inflação, distribuição de probabilidade, percepção dos agentes privados e indicadores de tendência.

Nesse conjunto de modelos está incluído o mecanismo de transmissão de política monetária e em seu desenho são considerados os intervalos de tempo necessários para se processar os efeitos das medidas adotadas sobre a variável objetivo, no caso do regime de

metas de inflação, a própria inflação. No Brasil, segundo BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000), a taxa de juros demora de 3 a 6 meses para impactar consumo e investimento, enquanto o hiato do produto demora cerca de 3 meses para impactar inflação e por isso, política monetária demora de 6 a 9 meses para impactar demanda agregada.

Como mencionado por BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000, p. 14) acerca do mecanismo de transmissão da política monetária, “mudanças na taxa de juros nominal afetam contemporaneamente taxa de câmbio nominal, e mais tarde afeta, também contemporaneamente, a taxa de inflação através da inflação “importada”.

Os modelos de definição da taxa de juros utilizados pelas autoridades monetárias são estruturas compostas por quatro ou cinco equações que contemplam as mais importantes inter-relações econômicas vigentes no sistema e permitem a previsão de cenários futuros de atuação para balizar a tomada de decisões por parte da autoridade monetária.

A seguir apresenta-se a família dos modelos estruturais utilizados pelo Banco Central do Brasil<sup>15</sup> para definição da taxa de juros, segundo BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000). O modelo pode ser resumido pelas seguintes equações básicas:

- uma equação do tipo IS expressando o hiato do produto como função de suas próprias defasagens, taxa de juros real (*ex-ante* e *ex-post*), e taxa de câmbio real;
- uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação como função de suas próprias defasagens e tendências, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal (impondo a condição de neutralidade de longo prazo da inflação com relação ao produto)
- uma condição de paridade descoberta da taxa de juros relacionando a diferença entre taxas de juros doméstica e externa com a taxa esperada de depreciação da moeda doméstica (o Real) e com o prêmio de risco;
- uma regra de taxa de juros: regras fixas de taxa de juros nominal ou real; regra de Taylor; regra “*forward looking*” (com pesos para os desvios da inflação esperada em relação ao alvo); e regras determinísticas e estocásticas ótimas.

---

<sup>15</sup> Ressalta-se a existência de modelos complementares para previsões de curto prazo sobre a taxa de inflação, simulações de choques em componentes do IPCA. Com esta previsão é possível estimar a taxa de juros real *ex-ante* a ser utilizada no modelo estrutural.

- IS

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h + PR_{t-1}^{16} \quad (1)$$

onde:

$h_t$  = logaritmo do hiato do produto

$r$  = logaritmo da taxa de juros real [ $\log(1+R)$ ]

$\varepsilon^h$  = choque de demanda

$PR$  = logaritmo da necessidade primária de financiamento do setor público como porcentagem do PIB

- Curva de Phillips *Forward Looking e Backward Looking*<sup>17</sup>

$$\pi_t = \left( \frac{\alpha_1^F + \alpha_1^B}{2} \right) \pi_{t-1} + \frac{\alpha_2^F}{2} E_t(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^B}{2} \pi_{t-2} + \frac{\alpha_3^F + \alpha_3^B}{2} h_{t-1} + \frac{\alpha_4^F + \alpha_4^B}{2} \Delta(P_t^F + e_t) + \varepsilon_t^n \quad (2)$$

onde:

$\pi$  = logaritmo da inflação

$h_t$  = logaritmo do hiato do produto

$P^F$  = logaritmo do índice de preços do produtor externo

$e$  = logaritmo da taxa de câmbio

$\Delta$  = operador de primeira diferença

$E_t()$  = operador de expectativas, condicional à informação disponível no período

t

$\alpha_4$  = *pass-through*

$\varepsilon^n$  = choque de oferta

<sup>16</sup> Devido ao relevante período da amostra utilizada na estimação que envolvia um regime de taxa de câmbio administrada e devido ao pequeno peso das exportações líquidas, a taxa de câmbio real não se revelou estatisticamente significativa e por isso não aparece na equação. (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000, pp. 16)

<sup>17</sup> Segundo os autores, a soma dos coeficientes  $\alpha$  no lado direito da equação, com exceção do hiato do produto, deve ser 1 para garantir a verticalidade da curva de Phillips no longo prazo. Isto é, inflação é neutra no longo prazo com relação ao produto real.

F = para frente, *forward*

B = para trás, *backward*

- Paridade descoberta da taxa de juros

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t \quad (3)$$

onde:

e = logaritmo da taxa de câmbio

i = logaritmo da taxa de juros doméstica

$i^F$  = logaritmo da taxa de juros externa

x = logaritmo do prêmio de risco

Tomando a primeira diferença:

$$E_{t-1} e_t - e_{t-1} - \Delta e_t = \Delta i_{t-1} - \Delta i_{t-1}^F - \Delta x_{t-1} \quad (3.b)$$

Subtraindo (3.b) de (3) e supondo alterações de expectativas seguindo um processo ruído branco  $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta_t$ , a dinâmica da taxa de juros é especificada da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \eta_t - \Delta e_t &= \Delta i_t - \Delta i_t^F - \Delta x_t \\ \Delta e_t &= \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t \end{aligned} \quad (4)$$

Endogeneizando o prêmio de risco, temos que

$$\Delta x_t = \gamma \Delta x_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum \gamma_j \Delta z_{j,t-t_j} \quad (5)$$

onde:

x = prêmio de risco em pontos base

z = variáveis que influenciam risco-país

- Regra de política monetária

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (6)$$

onde:

$\pi$  = logaritmo da inflação

$\pi^*$  = logaritmo do alvo da inflação

$h$  = logaritmo do hiato do produto

$i$  = logaritmo da taxa de juros

Os resultados gerados pelo modelo incluem: i) previsões de inflação com medidas de dispersão (variância) e de riscos (assimetria); ii) previsões de produto; iii) trajetória das taxas de juros real e nominal e; iv) simulações dinâmicas dos choques exógenos.

Um importante ponto advindo das simulações do modelo e defendido no presente trabalho é o papel exercido dentro do mecanismo de transmissão da política monetária pela taxa de câmbio sobre a taxa de inflação, o qual geraria uma maior preocupação da autoridade monetária com variações da taxa de câmbio após a adoção do regime de metas de inflação. Nas palavras de BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000, p. 26) o impacto da taxa de juros sobre taxa de câmbio se dá contemporaneamente e, em seguida verifica-se um efeito defasado sobre o hiato do produto. Da mesma forma, câmbio afeta inflação contemporaneamente, e o hiato do produto afeta taxa de inflação com uma defasagem. Devido ao fato do câmbio estar contemporaneamente ligado à inflação e não se isolar variações sazonais do índice de preços, especialmente em países em desenvolvimento, a tendência é que a autoridade monetária reaja prontamente a movimentos cambiais, reduzindo o grau de autonomia da política monetária, embora seu intuito seja controlar a inflação.

Essa preocupação é expressa por MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001, p. 12) ao considerar o impacto de grandes movimentos da política monetária para alcançar o alvo de inflação na presença de horizonte de tempo das metas muito curto e intervalo de variação muito estreito, o que pode levar a instabilidade dos instrumentos de política monetária utilizados.

This problem can be specially serious in a small, open economy where a short horizon and narrow range results in greater reliance on manipulating the

exchange rate to achieve the inflation target because exchange rate movements have a faster impact on inflation than interest rates

Para evitar a instabilidade de instrumentos o banco central pode utilizar cláusulas de escape diante de circunstâncias específicas; pode utilizar inflação central em vez de cheia; pode alargar a banda de variação e pode definir as metas de inflação para um horizonte maior de tempo.

### **2.3 - Vantagens e desvantagens das metas de inflação**

Apesar de não constituir uma representação estrita da prática de regras na condução da política monetária<sup>18</sup>, as vantagens mencionadas pelos defensores do regime de metas incluem: a) maior flexibilidade à política monetária, se comparado ao regime de metas cambiais e monetárias, permitindo absorção de choques exógenos; b) consideração de toda a informação disponível acerca do estado corrente da economia; c) não suposição de relação estável entre metas intermediárias (agregados monetários) e o objetivo principal da política monetária (controle da inflação); d) tornar transparente a condução da política monetária facilitando o acompanhamento da atuação do Banco Central pela sociedade civil, concedendo maior credibilidade à política monetária e; e) facilidade de compreensão pelo público.

ROMER (2002) desenvolveu um novo modelo para acompanhamento das flutuações de curto prazo (IS-MP-IA) em substituição ao modelo (IS-LM-OA) e substituiu a curva LM do modelo tradicional por uma regra de reação do Banco Central, chamada MP (*monetary policy*) e substituiu a curva de oferta agregada por uma curva de ajuste da inflação (IA). Segundo o autor, o modelo trata da relação entre taxa de juros real e nível de produto e parte do pressuposto que a inflação é dada em qualquer ponto do tempo, acelerando-se (reduzindo-se) quando o nível de produto encontra-se além (aquém) do estado “natural”<sup>19</sup>. Segundo o modelo, o Banco Central sempre eleva (reduz) os juros reais quando o produto ou inflação elevam-se (reduzem-se), seguindo uma regra de reação de política monetária.

---

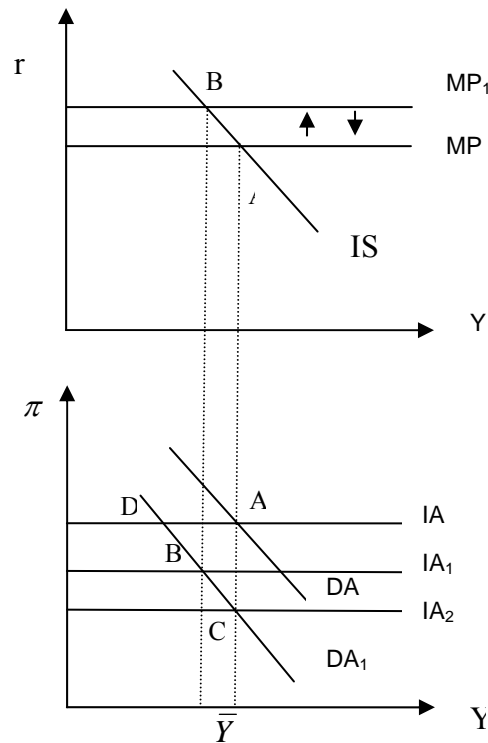
<sup>18</sup> MODENESI (2005, p. 194) justifica a classificação do regime de metas como regime monetário híbrido devido: i) à flexibilidade possuída pelo Banco Central para escolher os instrumentos utilizados para o alcance das metas e ; ii) à possibilidade de acomodação de choques via definição de metas para horizontes de médio e longo prazo, sem mencionar a utilização das cláusulas de escape.

<sup>19</sup> Estado natural é aquele onde os preços são plenamente flexíveis e o volume produzido atende à taxa natural de desemprego para a qual o sistema converge no longo prazo.

$$r = r(Y, \pi)$$

(7)

**Figura 2.1**  
**Modelo IS/MP/IA**



Segundo o autor, um banco central com credibilidade, ao anunciar uma regra de política monetária austera como redução da meta de inflação, faz com que a inflação esperada caia, gerando um choque de inflação favorável que desloca a curva IA para baixo, ao mesmo tempo que a curva MP se desloca para cima em função do aumento de juros. Com o deslocamento da curva MP, a curva DA desloca-se para a esquerda até  $DA_1$ , gerando o equilíbrio no ponto B. Como no ponto B o produto está abaixo de seu nível natural ( $Y < \bar{Y}$ ), a inflação desacelera, deslocando a curva IA para baixo até chegar ao novo equilíbrio de longo prazo no ponto C. Como a inflação está diminuindo, a taxa de juros real também se reduz e no novo equilíbrio volta a seu valor natural.

Os defensores do regime de metas argumentam que caso não houvesse credibilidade da autoridade monetária a curva IA não se deslocaria automaticamente para  $IA_1$  e, no curto prazo, a economia iria para o ponto D. Como no ponto D o produto é menor



que o produto natural, a curva IA iria se deslocar até o momento em que chegasse ao equilíbrio de longo prazo C. Dessa forma, a credibilidade fez com que a taxa de sacrifício da inflação fosse menor.

O interessante é que a evidência prática, conforme apresentada a seguir para Suécia, não demonstra redução da taxa de sacrifício, pelo contrário, detecta aumento.

Para PALACIO-VERA (2005), o trabalho de Romer com o modelo IS-MP-IA ainda está muito próximo da síntese neoclássica e não representa a visão “moderna” da macroeconomia, pois não leva em consideração a evidência empírica acerca do *trade-off* inflação – desemprego; não considera os limites institucionais e implicações da política monetária e pressupõe independência entre demanda agregada e produto potencial.

De acordo com o autor, se esses aspectos forem incorporados, a estabilização de curto prazo não será neutra no longo prazo, a noção de taxa de juros natural fica insustentável e demanda agregada torna-se uma variável exógena fundamental.

Além disso, o autor contesta a idéia de que inflação acelera sempre que hiato do produto é positivo como descrição do comportamento da inflação em economias de mercado. Contesta a idéia de alvos para taxa de juros reais, afirmando que tanto o banco central europeu quanto o americano olham a taxa de juros nominal, embora busquem uma taxa de juros real esperada. Rechaça a visão “moderna” segundo a qual o equilíbrio com alto desemprego é causado por rigidez e baixa eficiência da procura no mercado de trabalho, pois para ele o mercado de trabalho caracteriza-se por uma restrição de demanda e não de oferta, fazendo com que as estimativas da taxa de desemprego de equilíbrio sejam muito pessimistas quanto ao potencial para uma política monetária expansionista.

Segundo MODENESI (2005) os críticos às metas de inflação argumentam que: i) o regime pode aumentar instabilidade do produto; ii) o regime de metas pode reduzir crescimento econômico como apresentado por FERREIRA (2004); iii) o regime pode comprometer o desempenho da política monetária devido às dificuldades de previsão da inflação e definição da meta; iv) a taxa de inflação não é controlada diretamente pelo Banco Central; v) o regime não evita o problema da dominância fiscal<sup>20</sup> e; vi) a flexibilidade cambial praticada torna os países suscetíveis a crises financeiras.

---

<sup>20</sup> O problema da dominância fiscal refere-se à influência da política fiscal sobre a condução da política monetária. O desajuste fiscal, sem os mecanismos de financiamento, força o governo a financiar-se de maneira inflacionária através da senhoriação. A autoridade governamental aumenta oferta de moeda através de emissão de títulos novos pelo Tesouro Nacional e venda dos mesmos ao Banco Central, o que gera inflação e conseqüentemente desvaloriza o estoque da dívida. Para maiores detalhes sobre as formas de financiamento da dívida do governo, ver SACHS e LARRAIN (2000, cap. 7)

Entre as críticas mencionadas, a pequena previsibilidade da inflação futura constitui-se a maior desvantagem do regime de metas de inflação, pois reduz a capacidade do Banco Central de controlá-la. Dessa forma choques aleatórios podem abalar a estrutura de preços e inviabilizar o alcance das metas, conferindo menor credibilidade à política monetária e prejudicando a formação de expectativas.

Exemplo claro dessa incapacidade de controle perfeito da inflação é a adoção de intervalos para a inflação em torno de uma meta pontual, de modo a permitir maior flexibilidade à política monetária. Esta mesma função é desempenhada pela variação do horizonte das metas e pela utilização das cláusulas de escape diante de choques exógenos de grande impacto.

Outra crítica ao regime de metas de inflação centra-se nos efeitos negativos ou não da inflação. Apesar da estabilidade de preços ser o objetivo principal da política monetária, a decisão sobre o nível de inflação a ser perseguido é uma decisão complicada, tendo em vista que inflação próxima de zero não é aconselhável devido a: i) inflação calculada por meio do índice de preços ao consumidor tender a superestimar o valor da inflação em função da incapacidade de percepção de mudanças na qualidade dos produtos; ii) possibilidade de gerar deflação, provocando retração da atividade e; iii) como os salários nominais são rígidos para baixo (AKERLOF, DICKENS e PERRY, 1996 citado por MODENESI, 2005, p. 198), a inflação constitui mecanismo para redução do salário real e baixos níveis da mesma comprometem a flexibilidade do salário real, reduzindo eficiência alocativa do mercado de trabalho e aumentando o desemprego.

Freqüentemente o regime de metas de inflação acompanha o sistema de câmbio flexível e liberdade do fluxo de capitais, porém esse arranjo que equilibra o balanço de pagamentos gera grande volatilidade cambial que pode contaminar a inflação através do *pass-through*, inviabilizando o alcance da meta. Além disso, como mencionado no capítulo anterior, tal volatilidade cambial prejudica decisões de investimento e, conseqüentemente o crescimento econômico.

Após o estouro da bolha de internet, críticos afirmam que o alcance da estabilidade de preços pelos bancos centrais pode ser associado aos crescentes riscos de instabilidade financeira, e por isso, a autoridade monetária não deve concentrar-se única e exclusivamente em prospectos de inflação, mas analisar o desenvolvimento dos preços dos ativos, dívida e outros indicadores de desequilíbrios financeiros<sup>21</sup> (BEAN, 2003b).

---

<sup>21</sup> Para bibliografia a respeito de bolhas aleatórias nos preços dos ativos e sua calibragem no modelo de metas de inflação ver BEAN (2003b, p. 21) e BEAN (2003a).

Nas palavras de CROCKETT (2003) citado por BEAN (2003b) “*if the monetary policy reaction function does not incorporate financial imbalances, the monetary anchor may fail to deliver financial stability*”. Segundo esses teóricos, a política monetária deve ser apertada caso o formulador de políticas perceba acumulação excessiva de dívida ou crescimento da bolha de preços de ativos devido ao otimismo exacerbado do mercado, mesmo que a inflação esteja sob controle<sup>22</sup>. Já economistas influentes como Alan Greenspan advogam que a autoridade monetária não deve neutralizar bolhas nascentes e sim diminuir as conseqüências adversas para facilitar a passagem para a expansão econômica.

Economistas da corrente pós-keynesiana criticam o elemento que sustenta a adoção do regime de metas de inflação, a hipótese da neutralidade da moeda e, conseqüentemente, o caráter monetário da inflação. Para Keynes, a moeda não é neutra nem no curto, nem no longo prazo e afeta decisões, preferências, variáveis reais e variáveis nominais. Isto ocorre porque a moeda é o ativo de maior liquidez da economia, tornando-se um ativo alternativo aos demais num contexto de incerteza com relação a eventos econômicos futuros que não estão sujeitos a cálculos probabilísticos. Em função das negligenciáveis elasticidades de produção e de substituição da moeda, esta torna-se base para contratos, isto é, em economias modernas (monetárias) os contratos são grafados em moeda. É da relação com os contratos que deriva o atributo de liquidez da moeda.

Para os pós-keynesianos a inflação não gera efeitos tão perversos quanto consideram os novo-clássicos e sua origem não é advinda somente do aspecto monetário da economia através de pressões de demanda. MODENESI (2005, p. 201) identifica sete tipos de inflação:

- inflação de salários
- inflação de lucros
- inflação de rendimentos decrescentes
- inflação importada
- inflação oriunda de choques de oferta
- inflação de impostos
- inflação de demanda

---

<sup>22</sup> A bolha de preços vem acompanhada de alta taxa de acúmulo de capital e dívida, o que pode provocar uma onda de instabilidade financeira, caso haja restrição ao crédito após o estouro da bolha.

Os seis primeiros tipos são representantes da oferta, independentes da demanda e do nível de emprego, e o sétimo tipo caracteriza-se por uma situação onde a economia está além do pleno emprego dos fatores de produção.

A pressão por aumentos de salários tende a ocorrer quanto menor for o hiato do emprego e pode não gerar efeitos inflacionários caso o aumento salarial nominal seja acompanhado por aumento de produtividade.

Inflação de lucros depende da estrutura competitiva onde atuam as empresas, sendo que áreas com maior grau de concentração tendem a possuir maior pressão da inflação de lucros, já que elasticidade-preço da demanda é menor.

Inflação de retornos decrescentes origina-se quando o trabalho é relativamente menos eficiente que o capital e acontece geralmente em períodos em que o hiato do emprego é pequeno. A diminuição do hiato envolve a contratação de trabalhadores menos eficientes, aumentando o custo unitário médio e pressionando os preços.

Inflação importada decorre do repasse aos preços internos de elevações de custos advindas de variações nos preços dos insumos e dos produtos importados.

Inflação de choques de oferta é derivada de uma restrição à produção e oferta gerada por interrupção ou possibilidade de desabastecimento de um insumo básico, como o caso do petróleo em 1973. O potencial de repasse aos preços dependerá da situação competitiva dos mercados e do nível de atividade econômica. Quanto menos competitivo o mercado e maior o hiato do produto, maior a possibilidade de repasse.

O mesmo princípio anterior aplica-se à inflação de impostos. Quanto menor a competição nos mercados e maior o hiato do produto ( $P_{ib} - P_{ib} \text{ potencial}$ ), maior a probabilidade de repasse de aumentos nos impostos para preços.

Por fim, menciona-se a inflação de demanda, caracterizada pelo alcance (ou proximidade) do pleno emprego dos fatores de produção. Como a oferta não responde a aumentos na demanda simultaneamente, um aumento na procura traduz-se totalmente em aumentos de preços. Pelo fato de não se originar do lado da oferta, esse

é o único tipo de inflação que, ..., deve ser preferencialmente controlado por meio da adoção de política monetária restritiva, que elimine o excesso de demanda agregada.. Claro que a política monetária também pode ser eficaz para debelar os processos inflacionários com origem no lado da oferta. Nesse casos, entretanto, essa terapia não atua sobre as causas que originam a inflação, mas, sim, sobre seus efeitos... (MODENESI, 2005, p. 202-3)

Por isso, a definição da origem do fenômeno inflacionário é de fundamental importância para que o regime de metas de inflação não comprometa desempenho econômico gerando níveis indesejados de desemprego e renda<sup>23</sup>. Para os keynesianos, o tratamento para a inflação deve contemplar não somente política monetária, mas política fiscal, tarifária e comercial, deixando o Banco Central de ser o único responsável pela manutenção da estabilidade de preços.

Caso os fenômenos inflacionários sejam oriundos do lado da oferta como argumentam GOMES e AIDAR (2005) e ALMEIDA (2005) para o caso brasileiro pós-metas de inflação, o regime monetário de metas de inflação torna-se menos eficiente no combate à inflação, ao provocar uma elevação excessiva do desemprego e do hiato do produto.

Outra crítica feita ao modelo de metas de inflação alega a incompatibilidade entre o referido regime e o esquema de condicionalidade do Fundo Monetário Internacional (FMI).

Segundo essa tese

meta de inflação é baseada na premissa de que um banco central independente pode usar seus vários instrumentos nas proporções consideradas apropriadas em cada circunstância particular para garantir o alcance do objetivo de inflação... esquemas de condicionalidade do FMI determinam explícitos e de alguma forma rigorosos objetivos quantitativos para as variáveis econômicas chave (LOAYZA e SOTO, 2001, p. 10-11).

Além disso, há também uma tensão aparente entre a natureza “*forward looking*” das metas de inflação e os mecanismos “*backward looking*” de estabelecer limites sobre as taxas de crescimento dos ativos líquidos domésticos empregados pelos programas do FMI.

Com relação à experiência empírica, o presente trabalho constitui uma das primeiras experiências de análise de autonomia de política monetária para um conjunto de países desenvolvidos (Reino Unido, Canadá e Suécia) e em desenvolvimento (Brasil, México e Chile) considerando o impacto causado pela adoção do regime de metas em conjunto com regime de câmbio flexível.

---

<sup>23</sup> FERREIRA (2004) estudou a relação entre produto e inflação para o caso brasileiro na presença de metas de inflação e verificou desaquecimento desnecessário da atividade econômica. LIBÂNIO (2005) analisou o papel da política monetária sobre o produto para três países latino-americanos (Brasil, México e Chile) que adotam regimes de metas de inflação e encontrou comportamento pró-cíclico (reforçando a crise) nos dois primeiros e anti-cíclico no terceiro. Além disso, detectou que a política monetária reagia de forma assimétrica a variações na atividade econômica e na taxa de câmbio para os três países, de forma austera durante as recessões e mais lânguida durante expansões. Segundo o autor, esse padrão de reação assimétrica pode gerar um viés para baixo na demanda agregada, com efeitos reais negativos de longo prazo sobre o crescimento do produto e emprego, devendo os bancos centrais considerar mais seriamente os efeitos da política monetária.

O estudo que mais se aproxima do presente trabalho foi implementado por KAHN e PARRISH (1998) ao estimar as funções de reação dos Bancos Centrais para Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido e Suécia relacionando as taxas de juros oficiais correntes aos valores defasados da inflação, desemprego e taxa de câmbio, encontrando, no caso britânico, significativas quebras estruturais que refletem a perda de significância da taxa de câmbio na função de reação, ou seja, ganho de autonomia de política monetária.

A maior parte dos experimentos observa a variação de autonomia de política monetária decorrente da mudança de regime cambial de fixo para flutuante. GONÇALVES (2004) aborda a autonomia de política monetária para o caso brasileiro antes e após a mudança do regime cambial de fixo para flutuante no ano de 1999.

BORENZTEIN, ZETTELMAYER e PHILIPPON (2001) estudam a autonomia da política monetária de um grupo de países<sup>24</sup> composto por praticantes do regime de câmbio fixo e do flutuante, diante de variações nas taxa de juros norte – americanas e nos *spreads* dos títulos de mercados emergentes. A conclusão foi que o regime de câmbio flexível propiciou autonomia de política ao banco central de Cingapura, em comparação a Hong Kong, mas para o caso mexicano os resultados não mostram grande autonomia de política monetária em comparação com o caso argentino de câmbio fixo.

BALL e SHERIDAN (2003) comparam sete países que adotaram o regime de metas de inflação no início da década de 90 a treze países que não o fizeram e descobrem que “na média, não há evidência que metas de inflação melhore performance das variáveis econômicas”.

A justificativa é que os países que adotaram metas comportavam-se pior antes da adoção do regime, somente reduzindo a inflação para seu valor médio. Tanto os países que adotaram o regime quanto os que não adotaram reduziram a inflação e tornaram-na estável, acompanhada de crescimento estável do produto. O detalhe é que nos países que adotaram o regime de metas, a inflação caiu mais, pois eles tinham um nível maior de inflação no período anterior.

O estudo evidencia que, para os países analisados, metas de inflação não têm efeito no nível da taxa de juros de longo prazo, resultado contrário ao que se esperaria caso a adoção do regime de metas reduzisse de fato as expectativas de inflação. Além disso, o estudo afirma que metas de inflação não afetam a variabilidade das taxas de juros de curto

---

<sup>24</sup> Hong Kong, Cingapura, México e Argentina.

prazo, sendo que o banco central não responde mais ou menos agressivamente a flutuações econômicas sob metas de inflação.

A mesma conclusão da média de inflação aplica-se à sua variabilidade, ao crescimento do produto e à variabilidade do crescimento do produto, se ponderado o valor inicial e a regressão para a média.

one possibility is that targeting and non-targeting countries pursue similar interest rate policies. Research suggests that the policies needed to implement inflation targeting are similar to the Taylor rules that fit the United States and other non-targeters...This result suggests, however, that the formal and institutional aspects of targeting – the public announcements of targets, the inflation reports, the enhanced independence of central banks – are not important (BALL e SHERIDAN, 2003, p. 29)

NEUMANN e VON HAGEN (2002) implementaram um estudo semelhante ao de Ball e Sheridan a respeito das metas de inflação e concluíram também que o que as metas de inflação promovem é a convergência entre os níveis de inflação dos países, fazendo que aqueles com maior nível de inflação igualem-se aos possuíam níveis mais baixos. A estimação de regras de Taylor para observar o comportamento da política monetária levou-os à conclusão de que houve mudança na reação dos bancos centrais ao produto e inflação, mas não obtém resultados capazes de confirmar a superioridade sobre outras estratégias de política monetária guiadas pela estabilidade de preços (alemã, suíça e norte-americana).

Como bem mencionam os autores, a maioria dos estudos sobre a performance das metas analisa a década de 1990, um ambiente geralmente “benigno”, o que abre a possibilidade das metas de inflação terem tido pouca influência sobre os resultados da política monetária, se comparado ao que outra estratégia poderia fazer<sup>25</sup>.

Conforme NEUMANN e VON HAGEN (2002, p. 127), o atual presidente do banco central norte-americano, Ben Bernanke, e Alberto Alesina sugeriram ao *Federal Reserve* e ao Banco Central Europeu, respectivamente, a adoção do regime de metas de inflação, porém os dois órgãos afirmaram que não consideram o regime de metas de inflação como uma estrutura política adequada.

NEUMANN e VON HAGEN (2002), bem como BALL e SHERIDAN (2003), utilizam dados do *International Financial Statistics* do FMI e analisam nove países durante

---

<sup>25</sup> CECHETTI e EHRMANN (2000) citado por NEUMANN e VON HAGEN (2002) observam que a inflação caiu ao longo dos anos 90 em relação aos anos 80 em diversos países, independentemente da região geográfica e do fato de utilizar o regime de metas de inflação ou participar da união monetária europeia.

o período anterior e posterior ao regime de metas, evidenciando que a inflação média nos países que adotaram o regime de metas de inflação convergiu para a inflação média dos países que não o adotaram, sendo que a inflação dos dois grupos caiu. Com relação à volatilidade da taxa de juros de curto prazo observou-se uma queda nos níveis médios entre os dois períodos considerados (antes das metas: setembro de 78 a junho de 92 e pós metas: janeiro de 1993 a março de 2003), bem como a volatilidade do hiato do produto, com a volatilidade também convergindo para o nível dos países que não adotaram o regime.

Após a exposição a respeito das origens, prós e contras do regime de metas de inflação apresenta-se, a seguir, descrição a respeito da adoção do regime de metas de inflação em dois grupos de países: desenvolvidos (Canadá, Reino Unido e Suécia) e em desenvolvimento (Brasil, Chile e México).

## **2.4 - Estudos de Caso**

### **2.4.1 - Brasil**

O caso brasileiro é um exemplo de queda brusca da inflação mediante a adoção do plano Real que estabelecia como âncora nominal o regime de câmbio fixo. Segundo SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002), dos cinco regimes de metas de inflação na América Latina (Chile (1990), Peru (1994), Colômbia (1999), México (1999) e Brasil (1999)) somente o Brasil não combateu a inflação de forma gradualista, adotando todos os componentes para o estabelecimento do regime de metas de inflação em um pequeno intervalo de quatro meses.

A taxa de inflação, que alcançou 994% ao ano em 1994, chegou a menos de 2% ao ano, em 1998. Em janeiro do ano seguinte a autoridade monetária viu-se diante de um ataque especulativo contra a moeda doméstica e foi obrigada a flexibilizar o regime cambial.

Seis meses mais tarde optou-se pela adoção do regime de metas de inflação e implementou-se ajustes fiscais sob a orientação do FMI. Ao longo de sua implementação, o regime de metas acompanhou o desenvolvimento do aparato institucional para garantir independência de instrumentos da autoridade monetária e diminuição da inércia inflacionária, observando-se nitidamente a preocupação da autoridade monetária com a volatilidade da taxa de câmbio. Tal volatilidade tendia a ser contida para evitar o efeito de “*pass-through*” que poderia inviabilizar o alcance da meta, motivo pelo qual o presente



trabalho estuda a dinâmica da autonomia de política monetária antes e após o regime de metas de inflação.

Na concepção do modelo de metas de inflação optou-se por utilizar um índice “cheio” para mensuração da inflação, o índice de preços ao consumidor amplo 1 a 40 salários (IPCA), acompanhado de um intervalo de variação de  $\pm 2\%$  e definiu-se o horizonte da meta para o intervalo de doze meses e a ausência de cláusula de escape.

A concepção do regime contempla a tomada de decisões acerca do nível de taxa de juros de forma técnica, por um comitê de política monetária (Copom) que se baseia principalmente no objetivo de manter a estabilidade de preços.

Apesar da grande influência do objetivo de estabilidade de preços na determinação da política monetária, autores como MODENESI (2006) mencionam a existência de quatro objetivos para determinação da taxa de juros brasileira, fato que pode comprometer o alcance da estabilidade de preços. O primeiro objetivo segundo o autor é o controle das pressões inflacionárias do lado da demanda. O segundo é evitar desvalorizações cambiais que pressionem a inflação pelo lado da oferta. O terceiro objetivo é administrar o nível de reservas internacionais e o quarto é o financiamento do déficit público.

Segundo o autor, Yoshiaki Nakano baseou-se no conceito keynesiano de convenção para justificar a manutenção da taxa de juros brasileira (Selic) em níveis elevados. Como a inflação estaria sob controle, não há pressão de salários, a conjuntura internacional é favorável, a economia mundial está em expansão e condições internacionais de liquidez são favoráveis. Assim, o conservadorismo da autoridade monetária na definição da taxa de juros é resultado de uma convenção por parte do Banco Central de que a taxa de juros de equilíbrio é 14% e que se deve utilizar uma regra de Taylor que “suavize” as variações da Selic.

Apesar do mencionado conservadorismo da autoridade monetária, as metas de inflação não tem sido plenamente cumpridas, dado que em 1999 a meta fixada foi 8%, com banda de variação de  $\pm 2\%$  e o valor efetivo foi de 8,94%. Nos anos de 2000, 2001 e 2002 as metas foram de 6%, 4% e 3,5% e foi cumprida em 2000 (5,97%), mas não foram cumpridas nos dois anos seguintes 7,67%, 12,53%, obrigando o presidente da autoridade monetária a redigir uma carta ao ministro da Fazenda – seguindo os moldes do padrão britânico do regime de metas de inflação - explicando as medidas a serem adotadas diante da inflação e as causas do descumprimento, no caso a depreciação cambial e o aumento dos preços administrados pelo governo.

No ano de 2003 a meta fixada pelo Conselho Monetário Nacional era 3,25%, porém foi alterada para 4%, sendo que o Banco Central trabalhou com uma meta ajustada de 8,5% e mesmo assim não a cumpriu, alcançando 9,3%.

No ano de 2004 a meta fixada inicialmente foi 3,75%, posteriormente alterada para 5,5% com aumento da banda de tolerância para  $\pm 2,5\%$ , e o resultado efetivo foi de 7,6%. Em 2005 a meta efetiva foi 4,5% e o banco central trabalhou com uma meta ajustada de 5,1%, sendo a inflação efetiva 5,69%

Apesar dos fatos mencionados acima, o regime de metas logrou relativo êxito na manutenção da inflação a baixos níveis, conforme mencionado por FERREIRA (2004), tornando-se uma ferramenta consolidada dentro da economia brasileira, apesar dos efeitos sobre o produto advindos da sua forma de condução e implementação.

#### **2.4.2 - Chile**

O governo chileno anunciou o alvo para a taxa de inflação em meados do ano de 1991, depois da independência formal do banco central quanto a objetivos e instrumentos em 1990, e logo após a Nova Zelândia adotar pioneiramente o regime de metas de inflação.

Caracterizado segundo SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002, p. 3) como livre do problema da dominância fiscal e livre para adotar os regimes fiscal e monetário de sua escolha, a peculiaridade do caso chileno foi o fato do alvo para a taxa de inflação conviver até setembro de 1999<sup>26</sup> com um regime de bandas para a taxa de câmbio existente desde 1985, razão pela qual MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001) afirmam que não havia um comprometimento firme com metas de inflação. Conforme mencionado por LOAYZA e SOTO (2001, p. 12) e MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001, p. 23), a “crawling peg” foi eliminada em setembro de 1999 para evitar fonte de inconsistências de políticas entre dois eventuais objetivos conflitantes.

Quando o Chile adotou as metas de inflação em 1991 com inflação excedendo 20%, a meta de inflação era tratada mais como uma projeção de inflação oficial do que como uma meta formal rígida (MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL, 2001, p. 16)

---

<sup>26</sup> Por esse motivo, além da indisponibilidade de dados, considera-se no presente trabalho o ano de 1999 como o ano efetivo da adoção do regime de metas. Como mencionado por SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002), a autoridade monetária mudava frequentemente as regras e características da banda cambial, utilizando pesadas intervenções na taxa de câmbio. Apesar dos autores mencionarem a preponderância da meta de inflação sobre a meta de taxa de câmbio, vê-se que o papel de âncora nominal a ser desempenhado pelas metas de inflação ficou comprometido.

Em 1999 o Chile adotou, de fato, o regime de metas de inflação:

In 1999 – 2000 the Bank upgraded its monetary framework to full-fledged inflation targeting . This included disposing of exchange rate band by adopting a dirty float, developing the Bank's modeling and forecasting capability, and adopting a comprehensive communications strategy to enhance policy transparency and credibility. The latter comprises publication of the schedule and minutes of monetary policy meetings (the latter with a three-month lag) and a regular inflation report with inflation and growth projections. (SCHMIDT-HEBBEL e WERNER, 2002, p. 4)

Somente a partir de maio de 2000 a autoridade monetária chilena passa a emitir notas técnicas sobre a inflação, como os países desenvolvidos praticantes do regime de metas faziam.

Esse comportamento revela a estratégia gradualista de combate à alta inflação, sendo a ênfase à estabilidade de preços dada somente após o processo de queda da inflação e alcance dos objetivos de inflação.

Segundo BERNANKE et al. (1999) apud MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001, p. 16) a característica marcante dos países industrializados é o fato de ter adotado o regime de metas quando a inflação estava em patamares menores que 10%. Em 1991 a inflação chilena estava no patamar de 20% e no final da década passou à casa de 3%, mostrando a preocupação das autoridades monetárias chilenas em evitar o estrangulamento do crescimento econômico para obter baixos níveis de inflação<sup>27</sup>.

Ao longo dos anos foram declarados alvos para a inflação de forma gradualista, até que, em setembro de 1999, a autoridade monetária determinou alvo para o ano de 2000 e estabeleceu o intervalo de variação 2 – 4% para o ano de 2001 em diante.

Não há possibilidade de utilização de cláusulas de escape diante de choque inesperados e caso a taxa de inflação desvie-se da meta, é permitida a alteração do horizonte de tempo para convergência da inflação

### **2.4.3 - México**

Devido às crises de 1994 e 1995, tanto de ordem financeira quanto do balanço de pagamentos, o México viu-se obrigado a abandonar as bandas cambiais e adotar um regime

---

<sup>27</sup> Segundo MORANDÉ e SCHMIDT-HEBBEL (1999) apud LOAYZA e SOTO (2001, p. 13), durante a transição chilena de níveis de inflação relativamente altos para baixos, o gradualismo foi crucial e levou nove anos, mostrando a importância da estabilização do produto e inflação.

cambial de flutuação suja em dezembro de 1994, o que gerou depreciação cambial e inflação, comprometendo a credibilidade do banco central.

Para angariar credibilidade, a autoridade monetária definiu como sua âncora nominal a taxa de crescimento monetária, deixando o mercado definir tanto a taxa de câmbio quanto a taxa de juros. Ao mesmo tempo divulgou alvos para a inflação para os anos de 1995 a 1997 nos valores de 42%, 20,5% e 15%, respectivamente<sup>28</sup>.

Somente em 1999 o México adotou, de fato, o regime de metas de inflação, após reforçar a transparência política e atribuir maior importância à meta de inflação. Neste ano, foram definidas as metas para a inflação para os anos de 1999 (13%), 2000 (10%), 2001 (6,5%), 2002 (4,5%) e para 2003 em diante (3%) e em março de 2000 começaram a ser divulgadas as notas de inflação comunicando a conjuntura e as medidas passíveis de serem utilizadas pelo banco central para o alcance dos objetivos.

Portanto, o México também seguiu a abordagem gradualista de combate à inflação. De 1995 a 1999 houve um período de transição rumo ao regime de metas de inflação claro, havendo a divulgação explícita do objetivo de reduzir a inflação quando o ministro de finanças submetia ao Congresso o programa econômico do governo para o ano seguinte (MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL, 2001).

Assim como na maioria das economias em desenvolvimento, a taxa de câmbio desempenhou um papel muito importante na conjuntura econômica mexicana, devido ao fato da maior parte de sua dívida ser em moeda externa e seus ativos em moeda doméstica, a depreciação cambial poderia gerar deterioração dos balanços. Além disso, o contágio da inflação pelo câmbio poderia comprometer a estabilidade econômica e o México resguardou-se disso permitindo flutuação “suja” da taxa de câmbio.

Segundo SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002, p. 18) o Banco Central do México operou, entre agosto de 1996 e junho de 2001, um mecanismo explícito de acumulação de reservas mediante intervenção cambial para sinalizar ao mercado níveis desejados de taxa de câmbio.

Os resultados da abordagem gradualista de combate à inflação e a preocupação com a taxa de câmbio no início do regime de metas de inflação permitiram que a experiência mexicana fosse bem sucedida levando o país ao alcance de níveis razoáveis de inflação e diminuição da cota de sacrifício da sociedade. Segundo SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002, p. 4-5)

---

<sup>28</sup> As metas para os anos de 1995, 1996 e 1997 não foram alcançadas, porém a inflação caiu de 52% em 1995 para 16% em 1997.

México atualmente tem em atuação os principais componentes de uma estrutura de metas de inflação bem estabelecida, incluindo taxa de câmbio flutuante, autoridade monetária independente que determina inflação como principal objetivo de política, ausência de outras âncoras nominais e de dominância fiscal, e implementação de política monetária dentro de uma estrutura transparente em que comunicação com o público desempenha um papel fundamental...

#### **2.4.4 - Canadá**

Em fevereiro de 1991 o governo e o banco central canadense definiram metas para redução da inflação e seu objetivo era alcançar o nível de 3% ao ano (menor das últimas duas décadas) ao fim do ano de 1992 e reduzir a 2% até o fim de 1995.

Os alvos foram estendidos de 1995 a 1998, de 1999 a 2001 e de 2002 a 2006, sempre envolvendo uma meta de 2% com intervalo de variação de  $\pm 1\%$ . Ao longo das renovações do regime de metas, diferentes configurações foram estudadas, tais como uma meta maior, menor e até mesmo a utilização de um diferente índice de preços, porém o valor da meta em 2% e a utilização do índice de preços ao consumidor como medida de inflação foram mantidos.

Segundo BANCO CENTRAL DO CANADÁ (2001), enquanto a meta geral se dá em termos do índice de preços ao consumidor, a autoridade monetária considera útil o uso de uma medida de inflação central como um guia operacional de curto prazo para a política monetária. Essa medida central é útil na medida que se ajusta mais eficazmente aos efeitos primários<sup>29</sup> de mudanças nos impostos indiretos sobre a inflação e evita que a autoridade monetária reaja desnecessariamente a movimentos de curto prazo apresentados pelo IPC, pois, segundo o autor, o indicador de inflação central isola a tendência de inflação e constitui um melhor predictor de futuras mudanças no IPC do que a história recente do mesmo.

Desde a implantação do regime de metas de inflação em 1991, o índice central de inflação tem sido o principal índice utilizado com a exclusão de comida, energia e os efeitos das mudanças nos impostos indiretos do índice cheio. Além desse, outros importantes índices são monitorados, como é o caso do CPIX que exclui do cálculo os efeitos de variações dos impostos indiretos e as variações de preços referentes aos oito

---

<sup>29</sup> Os efeitos primários da mudança nos impostos indiretos são aqueles que são repassados diretamente à inflação como o que acontece com os preços administrados. Os efeitos secundários são aqueles advindos do aumento do IPC que leva a aumentos de salários e preços de produtos.

componentes mais voláteis do IPC: frutas, vegetais, gasolina, óleo combustível, gás natural, transporte intermunicipal, tabaco e custos de juros de hipoteca

Com relação à duração do compromisso com o regime de metas de inflação observou-se uma pequena alteração, passando de três anos (1999-2001) para cinco anos (2002-2006), proporcionando maior garantia ao povo canadense acerca da manutenção da inflação em baixos níveis, facilitando assim, o planejamento de longo prazo.

#### **2.4.5 - Reino Unido**

A adoção do regime de metas de inflação no Reino Unido deu-se em setembro de 1992 como resultado da mudança do regime cambial, até então baseado no *exchange rate mechanism* (ERM)<sup>30</sup>.

Segundo BEAN (2003b), após a Segunda Guerra Mundial, a política monetária desempenhou discreto papel na condução da política econômica, dado que a teoria keynesiana vigente preconizava política fiscal como fonte inicial de estabilização macroeconômica e recomendava baixo nível de taxa de juros para estimular investimento e crescimento.

Com o fim do acordo de *Bretton Woods* e adoção do regime de câmbio flexível, o equilíbrio do balanço de pagamentos deixa de ser uma preocupação, embora os choques de petróleo ao longo da década de 1970 tenham gerado grande pressão inflacionária não contida pelas políticas de renda adotadas. Essa falha das políticas de renda na contenção do processo inflacionário revelou a importância da política monetária no controle da demanda agregada e fez com que, a partir de 1977, alvos de agregados monetários fossem adotados; alvos estes que, já em 1979, eram peça fundamental da política macroeconômica da então primeiro-ministra, Margareth Thatcher.

Ao longo da década de 1980 as metas de agregados monetários revelaram-se não muito satisfatórias para condução da política monetária em razão de movimentos inesperados da velocidade de circulação da moeda. Em decorrência desse resultado não muito satisfatório objetivou-se utilizar a taxa de câmbio como âncora nominal. Foi o que ocorreu informalmente durante a segunda metade da década de 80, quando a taxa de

---

<sup>30</sup> Criado em 1979, o mecanismo de taxa de câmbio (ERM) foi adotado por vários países da Europa Ocidental e fixou as taxas de câmbio dos países entre si, permitindo que elas flutuassem em relação ao resto do mundo. As taxas deveriam ser modificadas a cada seis meses, mas permaneceram fixas de 1987 a 1992. Controles da conta de capitais foram adotados para que o ERM não redundasse em perda de autonomia da política monetária em virtude do câmbio fixo e mobilidade dos capitais. Em 1992 várias taxas de câmbio pareciam estar apreciadas (lira e libra) e foram depreciadas, abandonando o ERM.

câmbio ficou atrelada aos movimentos do marco alemão, e formalmente a partir de 1990 quando a libra esterlina passou a fazer parte do mecanismo de taxa de câmbio.

Como as pressões da reunificação alemã aumentavam as taxas de juros européias, a economia inglesa ficou sobre forte pressão, pois praticava baixas taxas de juros e as havia elevado fazendo com que os juros das hipotecas aumentassem e a economia entrasse em queda. O resultado foi a ocorrência de ataques especulativos contra a libra no início da década de 1990 até que o mecanismo de taxa de câmbio (ERM) fosse abandonado em 1992.

Dado que os alvos monetários e alvos intermediários (taxa de câmbio) não obtiveram sucesso como ferramentas de controle inflacionário, adotou-se o regime de metas de inflação em setembro de 1992, pois o mesmo não requiritava reformulações estruturais contínuas.

A variável a ser controlada era o índice de preços ao consumidor (RPIX), excluindo-se pagamento de juros hipotecários, e seu intervalo de variação deveria ser entre 1% e 4%, ficando entre 1% e 2% ao final de 1997.

BEAN (2003b, p. 5) destaca que a estabilidade macroeconômica alcançada ao longo da década seguinte “provavelmente teve menos a ver com a adoção de metas de inflação per si e mais a ver com as mudanças institucionais associadas.”

Por exemplo, antes da adoção do regime de metas de inflação, as taxas de juros eram definidas frequentemente considerando-se o ambiente político como argumentam os teóricos dos ciclos político – eleitorais, mas com a adoção do regime e o contato frequente do chanceler (tomador de decisões) com o presidente do banco central, as medidas passaram a ser tomadas com os objetivos mais voltados para o futuro econômico que para o lado político recente.

Além disso, foram publicados relatórios de inflação a respeito das reuniões, os quais permitiram que o governo manifestasse seu desacordo com as medidas tomadas pelo primeiro ministro, e foram divulgadas, quadrimensalmente, previsões condicionais sobre a inflação para um horizonte de dois anos com estimativas de margem de erro, modelo similar ao seguido pela Suécia a partir de 1998.

Como o primeiro ministro ainda podia definir uma taxa de juros menor que a considerada ideal pelo governo em função de interesses políticos ou perspectiva econômica diferente, a credibilidade da política monetária era afetada profundamente. O resultado dessa falha de credibilidade segundo BEAN (2003b) foi uma expectativa de inflação, em 1996, para dez anos, no valor de 5%, com acréscimos em vésperas de períodos eleitorais.

A solução adotada pelo chanceler Gordon Brown em 1997 para dirimir essa falta de credibilidade foi a manutenção da definição das metas como atributo do chanceler e outorga da responsabilidade operacional pelo cumprimento das metas de inflação ao Banco Central da Inglaterra, compondo-se um comitê de política monetária formado por cinco funcionários do banco e quatro especialistas externos para a escolha dos instrumentos a serem utilizados.

De acordo com BEAN (2003b, p. 6) essa medida requereu alteração no Ato do Banco da Inglaterra (1998) e assemelhou-se aos objetivos do banco central europeu definidos no tratado de Maastricht: “manter estabilidade de preços sujeito a apoiar a política do governo, incluindo os objetivos de crescimento e emprego.

A concessão de autonomia ao banco da Inglaterra fez com que expectativas de inflação rapidamente convergissem para a meta permanente de 2,5%, que foi alterada em junho de 2003 quando confirmou-se a alteração futura do índice de medição da inflação utilizado, que passaria a ser o índice harmonizado de preços ao consumidor, similarmente ao adotado pelo banco central europeu, fato que demandará alteração da meta<sup>31</sup>.

O regime tem recebido críticas por não considerar adequadamente outros objetivos além da inflação, ao contrário dos Estados Unidos que definem como objetivo do *Federal Reserve* o controle da inflação e estímulo à atividade econômica.

Porém, caso o governo defina meta para o produto, reaparece espaço para definição de taxa de juros com objetivos políticos e, de acordo com BEAN (2003b, p. 8), supondo que no longo prazo a política monetária é ineficaz na alteração de variáveis reais e não há *trade-off* inflação x desemprego, “nada se perde pela omissão [de um alvo de produto] pois o produto deve gravitar para a taxa natural no longo prazo quando as expectativas se ajustam e rigidez nominal desaparece”.

Com relação à performance, BEAN (2003b, p. 18) menciona que o regime de metas no Reino Unido tem sido satisfatório, ficando o índice RPIX no valor de 2,6% em média e o crescimento do PIB em 2,8%. Após a independência do Banco Central, os valores calculados foram 2,4% e 2,5%, respectivamente.

De acordo com BEAN (2003b), desde a adoção do regime, a inflação tem se mantido em níveis baixos e estáveis, sem prejudicar a tendência de crescimento enquanto o desemprego caiu quase continuamente ao longo da década de 1990, chegando a níveis somente vistos no começo da década de 1970. No entanto, o autor destaca que a

---

<sup>31</sup> Atualmente a meta de inflação do Reino Unido é 2% com variação de  $\pm 1\%$ .



estabilidade macroeconômica alcançada ao longo da década seguinte deveu-se mais às mudanças implementadas que ao regime de metas de inflação. Mudanças essas que não se deram somente no campo político, mas nos mercados de trabalho e produção feitas ao longo da década de 1990.

#### 2.4.6 - Suécia

Segundo BERG (2000), no caso sueco a implantação do regime de metas de inflação deu-se em três fases distintas:

- previsão implícita de metas de inflação (1993-95)
- a comunicação das previsões explícitas de inflação (1996-97)
- introdução da distribuição de probabilidade de previsão da inflação (1998 em diante)<sup>32</sup>

Em 14 de janeiro de 1993 o Banco Central Sueco (Riksbank) adotou o regime de metas de inflação explicitamente, definindo que a partir de 1995 o índice de inflação ao consumidor limitar-se-ia a 2% ao ano<sup>33</sup> com intervalo de tolerância de  $\pm 1\%$ .

O índice escolhido para a mensuração da inflação foi o IPC (índice de preços ao consumidor), pois é largamente utilizado e reconhecido como medida de inflação pelos agentes, tem periodicidade mensal e pequena defasagem na publicação facilitando comunicação com o público e políticos, porém por ser um índice “cheio” inclui preços que não estão sob controle do Banco Central (impostos indiretos e subsídios) além de incluir movimentos transitórios de preços que mascaram o nível geral de preços.

No ano de 1999 foram alterados dois pontos no regime de metas sueco. O primeiro ponto refere-se a situações onde os fatores que afetam a inflação possuem perspectiva temporal diferente da perspectiva temporal das metas de inflação, exercendo seu efeito apenas temporariamente. BERG (2000, p. 4) cita o exemplo do impacto de um

---

<sup>32</sup> Segundo BERG (2000, pp. 4) o termo “*distribution forecast targeting*” foi introduzido por SVENSSON (1999b) e dá uma fundação teórica coerente da política monetária tendo a estabilidade de preços como seu objetivo primário. A distribuição de probabilidade de previsão da meta de inflação advém da associação de uma função de distribuição de probabilidade às previsões para a inflação, permitindo *skewness* e, dessa forma, alterando o peso dos fatores na composição da previsão da inflação. Através dela avalia-se a probabilidade da inflação ficar acima do cenário principal, bem como a probabilidade da inflação ficar abaixo.

<sup>33</sup> Segundo BERG (2000), a taxa média de inflação tem sido 1,1% e a inflação central 1,7%.

aumento da taxa de juros sueca (taxa Repo) que faz aumentar o gasto com juros da hipoteca imobiliária apenas sazonalmente. Esse movimento temporário, bem como os advindos de impostos indiretos e subsídios não foram considerados na definição da política monetária a partir de 1999.

O segundo ponto alterado diz respeito ao horizonte do alvo, de forma que a política monetária seja definida para levar a uma similitude entre o horizonte da previsão da inflação e o horizonte do alvo para ela definido.

Esse casamento de horizontes depende da defasagem do impacto da política monetária sobre a inflação e constitui importante elemento para definição da postura a ser adotada para adequação da inflação ao alvo pré-estabelecido, considerando os efeitos para a economia real, porém depende da credibilidade da política monetária como ferramenta de estabilidade de preços. Essa análise permite maior flexibilidade à autoridade monetária diante de choques temporários inesperados que inviabilizem a meta, pois a autoridade monetária pode adequar o horizonte de seu alvo e comunicá-lo aos agentes, sem gerar grande variabilidade da atividade econômica.

A estrutura executiva do banco central sueco é composta por seis membros em tempo integral eleitos pela equipe governamental para mandatos de seis anos em bases móveis e esses executivos devem reportar-se à autoridade monetária caso o índice de inflação esteja fora do intervalo de tolerância, seguindo o modelo inglês de metas de inflação.

Após a depreciação da Krona em novembro de 1992, o banco central sueco iniciou uma cautelosa redução da taxa de juros, devido à pequena pressão inflacionária e profunda recessão, apesar dos grandes déficits públicos.

Houve grande aumento das exportações e recuperação econômica enquanto a demanda doméstica permaneceu baixa. Durante o período de novembro de 1992 a junho de 1994 a competitividade sueca cresceu devido ao aumento da produtividade maior que a média mundial, ao mesmo tempo em que a taxa de juros baixou cinco e meio pontos percentuais para 6,92%.

No período que se estendeu de 1993 a 1995 a estratégia de metas de inflação foi anunciada e estabelecida e o principal objetivo dos dois primeiros anos foi evitar aumento da inflação considerando os elementos centrais, não sujeitos a variações temporárias. O resultado dessa primeira fase foi o aumento da credibilidade da consolidação fiscal e menor percepção do risco inflacionário por parte dos agentes.

Entre 1996 e 1997 foi introduzido a meta de previsão de inflação, dando maior peso às previsões de inflação do Banco Central na comunicação da política monetária. Gradualmente foram introduzidas previsões para inflação futura nos relatórios de inflação permitindo o alcance de maior credibilidade ao regime de metas de inflação, sendo que as expectativas de inflação dos investidores de títulos para o período de cinco anos à frente caiu de 3% para 2%.

No período supracitado as metas de inflação de 2% foram cumpridas, chegando o valor efetivo da inflação a 1,9% em 1997 com inflação central entre 2% e 2,5%. Tais valores influenciaram as previsões de inflação para o futuro e somados à crise asiática levaram a projeção de inflação a 2,5% em 1999, com inflação central acima desse valor. Em virtude da possibilidade de aceleração inflacionária futura, a taxa de juros foi elevada de 4,1% para 4,35%.

De 1998 em diante, a distribuição de probabilidade da previsão de inflação foi introduzida com comunicação ao público do caminho futuro da inflação, bem como seus intervalos de variação, fazendo as expectativas de inflação caírem abaixo de 2%.

Atualmente o alvo da inflação continua 2% com intervalo de variação de  $\pm 1\%$  e a taxa de juros situa-se no nível de 2,25%.

Segundo BERG (2000, p. 27-32) as conclusões a respeito do regime de metas de inflação para o caso sueco são difíceis de enumerar, dado que a Suécia ainda não passou por um ciclo de negócios completo desde a adoção da ferramenta, porém a taxa média de crescimento anual do PIB passou de 1,7% no período 1970-1992 para 2,4% desde meados de 1993, enquanto a taxa de crescimento do PIB dos países de OECD passou de 2,9% para 2,5% durante os mesmos períodos.

Desde 1992 a inflação tem sido baixa, com aumento da credibilidade da política monetária e queda das expectativas de inflação. A expectativa de inflação das famílias passou de 6,5% durante a década de 1980 para menos de 2% desde o ano de 1992.

O *trade-off* inflação x desemprego aumentou, segundo estudo do banco central sueco, ao mesmo tempo que a política monetária logrou êxito na redução das expectativas de inflação, porém continua difícil a análise da relação entre demanda e inflação<sup>34</sup>.

Ao longo do período de vigência das metas de inflação a visão do banco central sueco a respeito de sua moeda alterou-se, sendo gradualmente dada maior ênfase à previsão da taxa de câmbio, em detrimento de flutuações aleatórias. Essa mudança de visão

---

<sup>34</sup> BERNANKE et al. (1999), conforme mencionado por BERG (2000, p. 30), também observou aumento da taxa de sacrifício para a Suécia, apesar de ser menor que a taxa canadense e britânica.

da autoridade monetária pode ter sido a origem do enfraquecimento do *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação, o que era de se esperar de um país desenvolvido detentor de balança comercial positiva e alta produtividade.

Esse enfraquecimento do *pass-through* leva a uma definição da taxa de juros com fins explícitos de controlar o lado interno da economia, caracterizando ganho de autonomia da política monetária, conforme o presente trabalho argumenta.

A conclusão a que Berg (2000, p. 31) chega a respeito da volatilidade cambial sueca é que

...mesmo com finanças governamentais relativamente fortes e baixa inflação, a taxa de câmbio flexível parece acarretar maiores flutuações da taxa de câmbio...Esta experiência é compartilhada por outros países como Reino Unido e Canadá e não pode ser associada a problemas de credibilidade da política monetária.

Já no caso dos países em desenvolvimento o descrédito da política monetária, a fragilidade do balanço de pagamentos e a vulnerabilidade ao fluxo de capitais internacional acabam por fazer com que flutuações cambiais sejam muito importantes para a inflação fazendo com que a política monetária seja determinada com fins de controle de câmbio também, caracterizando perda de autonomia de política monetária.

O presente capítulo apresentou a origem, hipóteses, fundamentos, estrutura, vantagens e desvantagens do regime de metas de inflação e, por fim, descreveu a experiência dos seis países estudados com o referido regime. No próximo capítulo estima-se um modelo para averiguação do ganho ou perda de autonomia de política monetária com a adoção do regime de metas de inflação nos países objeto de estudo e posteriormente são apresentadas as conclusões.

### **3 - Testando existência de perda de autonomia da política monetária**

Neste capítulo realiza-se a análise da metodologia utilizada e discute-se os resultados obtidos a respeito do ganho ou perda de autonomia da política monetária antes e após a adoção do regime de metas de inflação. Inicialmente, o capítulo trata da metodologia de séries temporais, especialmente a metodologia dos vetores auto-regressivos (VAR), e, posteriormente, é feita a apresentação teórica dos testes a serem implementados, bem como suas hipóteses e limitações. Finalmente são efetuados os testes sobre as séries estudadas e são apresentadas as conclusões alcançadas.

#### **3.1 - Procedimentos Econométricos**

O exame empírico das inter-relações macroeconômicas entre as variáveis utilizadas a seguir pode ser realizado através do ramo da economia chamado econometria<sup>35</sup>, no presente caso, a econometria de séries temporais.

O fato das variáveis serem mensuradas segundo uma seqüência cronológica configura-se como um elemento característico das mesmas e por isso requer uma estrutura de análise totalmente particular como é o caso da análise das séries temporais.

Série temporal é constituída de observações seqüenciais, ou seja, de dados a respeito de uma determinada variável oriundos de um processo aleatório de geração de dados. O objeto de estudo das séries temporais nada mais é que o estudo do processo estocástico gerador dessas realizações particulares, sendo que, segundo MILLS (1993, p. 8) a relação entre a realização e um processo estocástico<sup>36</sup> é análoga à existente entre a amostra e a população na estatística clássica.

Para que se alcance o objetivo proposto que é a estimação de uma proposição teórica em particular necessita-se do estudo das séries de dados com as quais se vai trabalhar. Para que as estimações sejam idôneas é necessário observar determinadas características acerca dos dados utilizados, características essas apresentadas a seguir e verificadas futuramente.

---

<sup>35</sup> Apesar da econometria não representar um fim em si mesma, não se constituindo um mecanismo de aferição da validade das teorias, confirma-se seu caráter de auxílio à prática da ciência como ferramenta para observação da aplicabilidade da teoria econômica à vida prática.

<sup>36</sup> O fato de se utilizar realizações particulares com objetivo de se estudar o processo estocástico só é válido caso o processo seja ergódico, ou seja, que “os momentos da amostra para intervalos finitos da realização aproximam-se dos valores da população à medida que o tamanho da realização torna-se infinito” (MILLS, 1993). Diante do exposto assume-se que as séries de tempo possuem esta propriedade.

### 3.1.1 – Estacionariedade

Para que as conclusões advindas de um processo estocástico tenham confiabilidade as séries temporais utilizadas devem apresentar a característica da estacionariedade.

Segundo MILLS (1993, p. 9) a estacionariedade representa um estado particular de “equilíbrio estatístico”, pois qualquer mudança de origem de tempo, mantido constante o tamanho do intervalo, não altera as propriedades da série.

Um processo estocástico é dito estritamente estacionário se suas propriedades não são afetadas por uma mudança da origem do tempo. Em outras palavras, a distribuição de probabilidade conjunta em qualquer conjunto de tempos  $t_1, t_2, \dots, t_m$  deve ser a mesma dos tempos  $t_{1+k}, t_{2+k}, \dots, t_{m+k}$ , em que  $k$  é uma mudança arbitrária no tempo. (MILLS, 1993, p. 10).

Além do conceito de estacionariedade estrita há o conceito de estacionariedade fraca ou estacionariedade da covariância. Esse segundo conceito é mais utilizado e sua diferença para o primeiro conceito de estacionariedade, segundo CHAREMZA e DEADMAN (1992, p. 118), é que se restringe atenção à média, variância e covariância do processo. Um processo estocástico é dito fracamente estacionário, de agora em diante estacionário, se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância depender somente do número de intervalos de tempo entre os períodos, e não do tempo em que a covariância é considerada.

Formalmente, diz-se que:

- $E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$  (3.1)

- $Var(y_t) = E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2$  ;  
[var( $y_t$ ) = var( $y_{t-s}$ ) =  $\sigma_y^2$ ] (3.2)

- $Cov(y_t, y_{t-s}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s$  ;  
[cov( $y_t, y_{t-s}$ ) = cov( $y_{t-j}, y_{t-j-s}$ )] (3.3)

onde  $y_t$  é uma série temporal,  $\mu$  é a média,  $E()$  é a esperança matemática,  $\sigma^2$  é a variância e  $\gamma_s$  é a covariância na defasagem  $s$ , a covariância entre os valores de  $y_t$  e  $y_{t-s}$ .

Ao permitir que  $s = 0$  em (3.3) pode-se afirmar que  $\gamma_0$  é equivalente à variância de  $y_t$ . Por fim a autocorrelação, segundo Mills (1999, p. 10-1) pode ser representada da seguinte forma<sup>37</sup>:

$$\rho_s = \frac{Cov(y_t, y_{t-s})}{[Var(y_t)Var(y_{t-s})]^{1/2}} = \frac{\gamma_s}{\gamma_0},$$

(3.4), sabendo que  $\gamma_0$  e  $\gamma_s$  são definidos segundo (3.3).

A estacionariedade das séries temporais é uma característica importante, pois a utilização de séries não estacionárias pode gerar o problema de regressão espúria caso a ordem de integração das mesmas seja diferente ou uma série seja estacionária enquanto a outra não o seja.

É possível que se obtenha um valor elevado para o  $R^2$  (coeficiente de determinação<sup>38</sup>) sem que exista uma relação significativa entre as variáveis em análise, dando origem ao que a literatura chama de regressão espúria<sup>39</sup>.

Diante do exposto são realizados testes para verificar a presença de estacionariedade nas séries temporais.

### 3.1.2 – Testes de Raiz Unitária

Um dos meios de se detectar a presença de não-estacionariedade nas séries é mediante o uso dos testes de raiz unitária. Tais testes revelam o número de diferenças ao qual a série temporal deve ser submetida de forma a tornar-se estacionária. Esse número de diferenciações ao qual a série é submetida acaba por revelar a ordem de integração da série, representada pela expressão  $I(x)$ , sendo que o número “x” corresponde à quantidade de diferenciações a que a série foi submetida até que se tornasse estacionária.

Para a apresentação dos testes de raiz unitária é necessário conhecer, inicialmente, a definição de um processo de geração de dados auto-regressivo.

<sup>37</sup> Para explicação detalhada sobre estacionariedade fraca (covariância) e estacionariedade forte, ver ENDERS (1995, p. 68-9).

<sup>38</sup> O coeficiente de determinação ( $R^2$ ) apresenta qual o percentual da variável dependente que é explicado pelas variáveis independentes. É calculado pelo quociente entre a soma do quadrado dos resíduos explicado e a soma do quadrado dos resíduos total (SQE/SQT). Para maiores esclarecimentos ver GUJARATI (2000, p. 64-70).

<sup>39</sup> A regra prática para detectar a possível existência de regressões espúrias se dá mediante a comparação da estatística  $d$  de Durbin Watson e o valor do  $R^2$ . Caso o  $R^2$  seja maior que a estatística  $d$  há a possibilidade de regressões espúrias. A consequência de regressões espúrias é o fato de tornar inválidas as estatísticas de teste  $t$ ,  $F$  e  $R^2$  (GUJARATI, 2000).

O processo auto-regressivo, comumente chamado de AR(p) - onde “p” significa o número de elementos defasados responsáveis pela explicação do valor da variável no momento atual – pode ser apresentado da seguinte forma, supondo um modelo AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.5)$$

onde

$y_t$  representa o valor assumido pela variável num momento t qualquer que pode ser -2, -1, 4, ...;

$\rho$  é um parâmetro que relaciona o valor atual da variável em questão a seu valor passado, defasado, como um forma de explicação;

$\varepsilon_t$  representa os resíduos estocásticos que são independentes e identicamente distribuídos (IID) e satisfazem as hipóteses clássicas de i) média zero, ii) variância constante e iii) não autocorrelação . A série de resíduos que atende a estas especificações é chamada de estritamente “ruído branco”<sup>40</sup>.

Como  $\rho$  é o parâmetro que interliga o valor atual da variável a seus valores passados, seu valor será de suma importância na conclusão acerca da estacionariedade da série. Caso  $-1 < \rho < 1$  qualquer choque exógeno dado na variável em um instante qualquer será dissipado com o passar do tempo, sendo que a média e variância alterar-se-ão instantaneamente, porém retornarão a seus valores originais.

O efeito de um choque exógeno na variável, em virtude de  $|\rho| < 1$ , terá um impacto cada vez menor com o passar do tempo como apresentado a seguir :

$$\text{Sabendo que } y_{t-1} = \rho y_{t-2} + \varepsilon_{t-1} \text{ e} \quad (3.6)$$

$$y_{t-2} = \rho y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}, \quad \text{sucessivamente} \quad (3.7)$$

$$y_t = \rho^n y_{t-n} + \sum_{n=1}^{\infty} \rho^n \varepsilon_{t+1-n} \quad (3.8)$$

Caso  $|\rho| < 1$ , ou seja, a média e variância voltem a seus valores originais após um choque exógeno e a covariância dependa somente do intervalo de tempo e não do momento considerado, dizemos que a série é estacionária. Caso um choque produza efeitos que se perpetuem ao longo do tempo,  $\rho = 1$ , dizemos que ela é não-estacionária.

---

<sup>40</sup> Conforme GUJARATI (2000, p. 724) ruído branco é caracterizado pela i) média zero, ii) variância constante e iii) não autocorrelação. Se além disso os resíduos forem independentes, então chama-se de estritamente ruído branco.



Diante da não estacionariedade da série temporal há a possibilidade de torná-la estacionária mediante a diferenciação. Seguindo (3.5) e subtraindo o termo  $y_{t-1}$  temos:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t - y_{t-1} \quad (3.9)$$

$$\Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Como  $\rho = 1$  e  $\gamma = \rho - 1$ , logo  $\gamma = 0$  e,

$$\Delta y_t = \varepsilon_t \quad (3.12)$$

A intuição presente na equação acima nos leva a concluir que todo processo AR(1) não estacionário em nível, o será em primeira diferença, pois a diferenciação gera uma série de dados igual aos resíduos, que atendem às hipóteses clássicas e são estacionários.

Diante do exposto considera-se o processo estocástico AR(1) como um processo integrado de ordem um ou passeio aleatório (*random walk*), evidenciado pelo fato de  $\rho$  ser igual a 1, ou seja, existir uma raiz unitária.

Como anunciado no parágrafo anterior, os testes de raiz unitária testam a hipótese nula de  $\rho = 1$  contra a hipótese alternativa de  $|\rho| < 1$ , no entanto, a estimação da equação (3.5) pelo método de mínimos quadrados ordinários para descobrir se o valor de  $\rho$  é igual a 1 mediante a estatística de *t-Student* não é o teste usado segundo CHAREMZA e DEADMAN (1992, p. 131).

Para os autores acima mencionados a estimação de  $\rho$  na equação (3.5) através de mínimos quadrados pode ser substancialmente viesada em uma equação autoregressiva e pouco é conhecido a respeito da distribuição da estatística *t-Student* quando a variável  $y_t$  é não-estacionária.

Os principais testes de raiz unitária utilizados são os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

O teste DF consiste na estimação do coeficiente “ $\gamma$ ” da equação (3.9), testando:

$H_0: \gamma = 0$ , (presença de raiz unitária, série não-estacionária)

$H_1: \gamma < 0$ , (ausência de raiz unitária, série estacionária)

Observa-se que o teste acima representa a estimação do coeficiente “ $\rho$ ” da equação (3.5), correspondendo às seguintes hipóteses:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho &= 1 \\ H_1 : \rho &< 1 \end{aligned}$$

sendo que  $\rho < 1$  representa a ausência de raiz unitária, enquanto  $\rho = 1$  representa a presença de raiz unitária.

Segundo ENDERS (1995) o teste de Dickey-Fuller (DF) pode ser estimado segundo as seguintes formas:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

A primeira forma funcional representa um passeio aleatório, a segunda representa um passeio aleatório assim como no primeiro caso, porém acresce um elemento de intercepto e a terceira forma funcional acrescenta ao passeio aleatório o termo de intercepto e um termo de tendência linear no tempo.

O teste consiste na estimação de uma das três equações segundo o método de mínimos quadrados ordinários e obtenção do valor de  $\gamma$  e seu desvio padrão de forma a calcular a estatística t, chamada de estatística  $\tau$  (tau), e comparar o valor calculado aos valores críticos tabulados por Dickey e Fuller mediante simulações de Monte Carlo<sup>41</sup>.

O defeito do teste DF está no fato de supor que os resíduos são estritamente ruído branco, satisfazendo as três propriedades da média zero, variância constante e não-autocorrelação, além de serem independentes<sup>42</sup>. Quando o termo de erro  $\varepsilon_t$  é autocorrelacionado inclui-se na especificação anterior termos de diferença defasados de modo que o termo de erro torne-se serialmente independente (GUJARATI, 2000, p. 726).

Nas palavras de CHAREMZA e DEADMAN (1992, p. 135):

A weakness of the original Dickey-Fuller test is that it does not take account of possible autocorrelation in the error process  $\varepsilon_t$ . If  $\varepsilon_t$  is autocorrelated (that is, it is not white noise) then the ordinary least squares estimates of equation  $[\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t]$ , and of its variants described above, are not efficient. A simple solution... is to use lagged left-hand side variables as additional explanatory variables to approximate the autocorrelation.

<sup>41</sup> Segundo ENDERS (1995, p. 221) os valores críticos da estatística  $\tau$  dependem da forma funcional utilizada e do tamanho da amostra caso  $\gamma = 0$ . Conforme GUJARATI (2000, p. 725) caso a hipótese nula  $\rho = 1$  for rejeitada (isto é, a série temporal for estacionária), pode-se usar o teste t (de *Student*) usual.

<sup>42</sup> ENDERS (1995, p. 226) menciona um outro problema do teste DF derivado do fato de considerar a existência de somente uma raiz unitária.

A inclusão dos termos supracitados dá origem aos seguintes modelos que constituem o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF):

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

Onde,

p = número de defasagens necessárias para tornar o termo de erro serialmente independente.

A execução do teste ADF segue a mesma lógica do teste DF<sup>43</sup> e os valores críticos para o teste ADF são os mesmos do teste DF, dado que ambas as estatísticas de teste possuem a mesma distribuição assintoticamente (GUJARATI, 2000, p. 726).

O número de defasagens utilizadas, segundo ENDERS (1995, p. 227), parte de um número grande de defasagens n\* e avalia-se o modelo pelo teste t e/ou teste F comuns. Caso a estatística t na defasagem n\* seja insignificante para um dado valor crítico, reestima-se a regressão usando n\*-1 defasagens. Esse processo continua até que a última defasagem torne-se significativamente diferente de zero.

Outra forma de testar a presença de raiz unitária é o teste de Phillips-Perron (PP). A essência do teste coincide com o teste ADF, porém possui a vantagem de permitir que os resíduos sejam autocorrelacionados, heterocedásticos, fracamente dependentes e/ou heterogeneamente distribuídos, o que suplanta as propriedades constituintes dos resíduos estritamente ruído branco.<sup>44</sup>

As formas funcionais do teste e os valores críticos são os mesmos do teste ADF, porém no teste PP a estatística de teste é Z. Segundo HOLDEN e PERMAN (1994, p. 67)

---

<sup>43</sup> A hipótese nula continua sendo a hipótese de presença de raiz unitária (não estacionariedade), enquanto a hipótese alternativa continua a postular a estacionariedade da série temporal.

<sup>44</sup> Resíduo estritamente ruído branco admite que além das hipóteses tradicionais do ruído branco (média zero, variância constante e não-autocorrelação) sejam adicionadas as hipóteses de independência dos resíduos e distribuição idêntica (IID)

ambos os testes (PP e ADF) são baseados em teoria assintótica, e portanto, a escolha de qual o teste mais adequado dependerá de como as estatísticas aproximam a distribuição para amostra finita da estatística relevante. Quando o termo de resíduo tiver um componente de média móvel positivo o poder do teste PP é maior que o poder do teste ADF, porém se o termo de média móvel for negativo o teste ADF revela-se preferível.

A sugestão de ENDERS (1995, p. 243) quanto a qual teste utilizar é o uso de ambos para verificar se os mesmos se reforçam, e eventualmente utilizar a teoria econômica para a sugestão de qual o teste mais adequado.

O terceiro teste apresentado para detecção de raiz unitária é o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). O mencionado teste, ao contrário dos anteriores, utiliza como hipótese nula a presença de estacionariedade e como hipótese auxiliar a presença de raiz unitária, ou seja, não-estacionariedade. A estatística de teste obtida baseia-se nos resíduos da regressão de mínimos quadrados ordinários de  $y_t$  sobre as variáveis exógenas  $x_t$ , que podem ser um termo de intercepto e outro de tendência linear ou somente um termo de intercepto:

$$y_t = x_t' \delta + u_t \quad (3.19)$$

Após a apresentação dos três testes de raiz unitária que serão executados no presente trabalho (ADF, PP E KPSS) faz-se mister enunciar que os resultados obtidos por tais testes não constituem uma informação definitiva. Tais resultados podem ser influenciados pela presença de quebras estruturais<sup>45</sup>, fazendo com que não se rejeite a hipótese nula de raiz unitária.

Na presença de quebras estruturais tanto o teste ADF quanto PP é viesado em direção a não rejeitar a hipótese nula de raiz unitária (PERRON, 1989), mesmo que a série seja estacionária dentro de cada um dos subperíodos. Tais mudanças podem ser originadas de alterações na política macroeconômica e/ou choques exógenos, que acabam por acarretar mudanças permanentes nas demais variáveis.

A sugestão dada por ENDERS (1995, p. 245) é a divisão da amostra em duas partes e o uso dos testes DF e ADF em cada um dos subperíodos, porém o problema desse procedimento está na perda de graus de liberdade advinda da redução do tamanho das amostras.

A polêmica a respeito dos testes de raiz unitária em séries macroeconômicas surgiu com o trabalho de NELSON e PLOSSER (1982) que afirmava que a maior parte das

---

<sup>45</sup> A quebra estrutural caracteriza-se por uma mudança permanente no comportamento da série, sendo que a referida mudança pode ocorrer no intercepto, na inclinação da tendência, ou mesmo em ambos.

séries eram não-estacionárias. Porém, PERRON (1989) argumentou que tais séries podiam ser estacionárias em torno de uma inclinação que se altera em um ponto do tempo conhecido *a priori*.

O trabalho pioneiro no estudo de séries temporais na presença de quebras estruturais foi feito por PERRON (1989), onde se desenvolveu um modelo similar ao teste de raiz unitária, com o acréscimo de uma variável dummy que mudava de valor assim que ocorresse a quebra estrutural, permitindo a identificação de mudança no intercepto, na inclinação da tendência ou mesmo em ambos.

O problema da escolha da quebra de forma exógena é que a seleção da data da quebra pode viesar o teste para a refutação da hipótese nula, desta forma, concluindo pela estacionariedade da série. O elemento idiosincrático de escolha da data da quebra pelo pesquisador está correlacionado com os dados, segundo CHRISTIANO (1992) citado por GONÇALVES et al. (2003, p. 88), o que fragiliza a validade da escolha exógena da data da quebra.

Em consonância com o que foi dito o presente trabalho apresenta e realiza o teste de quebra estrutural endógena elaborado por LEE e STRAZICICH (1999, 2003)<sup>46</sup> para uma e duas quebras.

Desta feita o método de seleção endógena da quebra mitiga a possibilidade de arbitrariedade e viés na escolha da data da quebra, tendo em vista que a(s) data(s) é (são) apontada (s) pelos próprios dados.

Nessa rotina todas as quebras possíveis são consideradas e apenas aquelas que minimizarem a estatística t serão apontadas. Uma das vantagens desse teste, segundo os autores, é o fato de que a rejeição da hipótese nula de não-estacionariedade implica, necessariamente, ausência de raiz unitária, enquanto outros testes de quebra estrutural endógena<sup>47</sup> podem levar a rejeição espúria da hipótese nula de raiz unitária quando a série é não-estacionária e possui quebras.

---

<sup>46</sup> Agradeço aos autores que, cordialmente, disponibilizaram a rotina do teste para o software Gauss 6.0 e especialmente ao Prof. Dr. Strazicich pela orientação quanto à interpolação para cálculos dos valores críticos.

<sup>47</sup> LEE e STRAZICICH (1999, 2003) mencionam que os testes de ZIVOT e ANDREWS (1992) e LUMSDAINE e PAPELL (1997) para quebra estrutural endógena baseado no teste ADF geram seus valores críticos assumindo ausência de quebras na hipótese nula de presença de raiz unitária. Diante disso, a presença de quebra estrutural pode levá-los a rejeitar a hipótese nula de não-estacionariedade, mesmo que a série seja não-estacionária e possua quebras. Os testes para quebra estrutural exógena não sofrem desse problema.

O teste para duas quebras estruturais endogenamente determinadas<sup>48</sup> elaborado por LEE e STRAZICICH (2003) baseia-se no teste de raiz unitária com minimização do multiplicador de Lagrange, ao contrário dos testes ADF que minimizam a estatística t. A rotina permite que sejam consideradas duas quebras no intercepto (Modelo A) ou duas quebras no intercepto e na inclinação da tendência (Modelo C) e pode ser estimada conforme o princípio do multiplicador de Lagrange como se segue (STRAZICICH, LEE e DAY, 2004, p. 134):

$$\Delta y_t = d' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3.20)$$

onde  $\tilde{S}$  é uma série sem tendência tal que  $\tilde{S} = y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ ,  $t = 2, \dots, T$ .  $\tilde{\delta}$  é um vetor de coeficientes na regressão de  $\Delta y_t$  sobre  $\Delta Z_t$  e  $\tilde{\psi}_x = y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$ ;  $y_1$  e  $Z_1$  são as primeiras observações de  $y_t$  e  $Z_t$ , respectivamente, e  $\Delta$  é o operador de diferença.  $\varepsilon_t$  é o termo de erro contemporâneo e assume-se ser independente e identicamente distribuído, com média zero e variância constante.

$\Delta \tilde{S}_{t-i}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , são os termos incluídos, de acordo com a necessidade, para corrigir correlação serial. O número utilizado segue o procedimento “geral para específico”, começando com um número máximo de defasagens dos termos diferenciados equivalente a 8,  $\max k = 8$  e análise da significância do último termo defasado. Caso seja não significativo reestima-se o modelo utilizando uma defasagem a menos e assim sucessivamente até que o coeficiente do último termo torne-se significativo.

$Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas definidas por processo de geração de dados correspondente, para o modelo A, a  $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ , onde  $D_{jt} = 1$  para  $t \geq T_{Bj} + 1$ ,  $j = 1, 2$ , e zero para os demais casos, sendo  $T_{Bj}$  a data em que a quebra ocorre. Para o modelo C, que permite duas quebras no intercepto e na inclinação da tendência,  $Z_t$  é descrito por  $[1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT^*_{1t}, DT^*_{2t}]'$ , onde  $D_{jt} = 1$  para  $t \geq T_{Bj} + 1$ ,  $j = 1, 2$ , e zero para os demais casos;  $DT_{jt} = t$  para  $t \geq T_{Bj} + 1$ ,  $j = 1, 2$ , e zero para os demais casos, sendo que  $T_{Bj}$  corresponde à data da quebra.

Note que a regressão de teste (3.20) inclui  $\Delta Z_t$  em vez de  $Z_t$ , então  $\Delta Z_t$  torna-se  $[1, B_{1t}, B_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ , onde  $B_{jt} = \Delta D_{jt}$  e  $DT_{jt} = \Delta DT^*_{jt}$ ,  $j = 1, 2$ . A hipótese nula de raiz unitária é descrita na equação (3.20) por  $\phi = 0$  e as estatísticas de teste são definidas por:

<sup>48</sup> Não se apresenta o teste de LEE e STRAZICICH (1999) para uma quebra estrutural endogenamente determinada com fim de evitar a repetição, porém o teste será executado.

$$\tilde{\rho} = T \cdot \tilde{\phi}, \quad (3.21a)$$

$$\tilde{\tau} = \text{estatística t testando a hipótese nula } \phi = 0 \quad (3.21b)$$

A localização das quebras ( $\lambda_j = T_{Bj}/T$ ,  $j = 1,2$ ), sendo  $T$  o número total de observações, é determinada baseada no conjunto de quebras que minimize a estatística de teste.<sup>49</sup>

As vantagens do teste acima apresentado, segundo STRAZICICH, LEE e DAY, (2004, p. 134) são que:

First, the break points are endogenously determined from data. Second, the test is not subject to spurious rejections in the presence of a unit root with break(s). Third, when the alternative hypothesis is true and spurious rejections are absent, LEE e STRAZICICH (2003) demonstrate that the two-break minimum LM test has greater or comparable power to the LP [LUMSDAINE AND PAPELL, 1997] test.

### 3.1.3 – Cointegração e Modelo de Vetores Autoregressivos (VAR)

Após o estudo do comportamento das séries consideradas individualmente é necessário a apresentação da forma de modelagem utilizada, no presente trabalho, Vetores Autoregressivos (VAR).

A modelagem VAR, inicialmente proposta por SIMS (1980), advém de uma objeção do autor quanto ao tratamento dado às variáveis pelos modelos de equações simultâneas, ou estruturais. Para o referido autor, caso haja uma relação de simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas igualmente, sem que haja distinção *a priori* entre variáveis endógenas e exógenas como advogado pelos modelos de equações simultâneas. (GUJARATI, 2000, p. 752)<sup>50</sup>

Para os modelos de equações estruturais, as variáveis que se influenciam contemporaneamente são chamadas conjuntamente dependentes, enquanto as variáveis tidas como exógenas e os valores defasados das endógenas são chamados de variáveis

<sup>49</sup> LEE e STRAZICICH (2003) demonstram que a localização das quebras influencia a determinação dos valores críticos para o modelo C, enquanto não altera os valores críticos para o modelo A. Para a demonstração formal ver o referido artigo.

<sup>50</sup> Apesar disso GREENE (2003, p. 586) afirma que “...the VAR is simply an overfit reduced form of some simultaneous equations model.” A melhora do resultado do VAR decorre, segundo o autor, da possível inclusão de mais defasagens que as apropriadas ao modelo original. Entre as críticas ao modelo de equações simultâneas o autor se reporta à “crítica de Lucas” segundo a qual os parâmetros das regras de decisão presentes nos sistemas de equações estruturais não permanecem estáveis quando as políticas econômicas se alteram. Para mais informações sobre a crítica aos modelos de equações simultâneas ver LUCAS (1976) citado por GREENE (2003) e ENDERS (1995, p. 291-294)

predeterminadas no sistema. Segundo CHAREMZA e DEADMAN (1992, pp 175 e 181) o fato de os modelos com múltiplas equações simultâneas apresentarem o problema de autocorrelação entre o resíduo e uma variável explicativa, chamado de “viés de simultaneidade ou viés de Havelmo”<sup>51</sup>, fez que os avanços teóricos da década de 1950 e 1960 buscassem desenvolver um método de estimação que levasse em conta tal problema e nesse arcabouço surgiu o modelo de vetores auto-regressivos (VAR).

O nome auto-regressivo origina-se do fato de que as variáveis são dependentes de seus valores defasados e dos valores defasados das demais variáveis, enquanto o nome vetor advém do fato de se lidar com um vetor de duas ou mais variáveis que se explicam mutuamente. Nos modelos VAR todas as variáveis são fatores explicativos das demais, por isso diz-se que todas as variáveis são endógenas, embora a modelagem aceite a inclusão de termos puramente exógenos como dummies, termos de intercepto e termos de tendência.

As principais diferenças do sistema de modelagem de Sims (1980) em relação ao método estrutural são: 1) o fato de não existir *a priori* uma divisão entre variáveis endógenas e exógenas; 2) não-imposição de restrições aos coeficientes e; 3) ausência de teoria econômica estrita na solidificação do modelo. (CHAREMZA e DEADMAN, 1992, p. 181-2).

As vantagens do método VAR consistem no i) método simples, não exigindo preocupação quanto à determinação da endogeneidade e exogeneidade das variáveis; ii) estimação simples, podendo ser usado mínimos quadrados ordinários; iii) previsões melhoradas como salientou Greene (2003).

Já as críticas aos Vetores Auto-regressivos concentram-se em i) tratar-se de um modelo atóxico, por utilizar menos informação prévia; ii) os graus de liberdade ficam comprometidos caso se utilize grande número de defasagens e uma pequena amostra; iii) todas as variáveis devem ser conjuntamente estacionárias<sup>52</sup>.

Considerando um sistema de primeira ordem com duas variáveis (z e y), o modelo VAR, em sua forma reduzida, pode ser apresentado como<sup>53</sup>:

---

<sup>51</sup> A demonstração da existência do “viés de Havelmo” em modelos de equações simultâneas encontra-se em CHAREMZA e DEADMAN (1992, p. 172-175).

<sup>52</sup> HARVEY (1990) apud GUJARATI (2000, p. 755) menciona que a abordagem corriqueira dos entusiastas do VAR é trabalhar com dados em níveis mesmo que algumas das séries sejam não-estacionárias.

<sup>53</sup> Ver ENDERS (1995, p. 294-9)



$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}, \quad (3.22)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}, \quad (3.23)$$

onde assume-se que i) ambas as séries  $y_t$  e  $z_t$  são estacionárias; ii)  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$  são resíduos (inovações, impulsos) ruído branco com desvios-padrão  $\sigma_y$  e  $\sigma_z$  respectivamente, além de serem não-correlacionados.

Sob a forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}, \quad (3.24)$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3.25)$$

onde

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

A premultiplicação por  $B^{-1}$  permite alcançar o modelo VAR em sua forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad (3.26)$$

onde  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \text{ e}$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t.$$

Definindo-se  $a_{i0}$  como o elemento “i” do vetor  $A_0$ ,  $a_{ij}$  como o elemento na linha “i” e na coluna “j” da matriz  $A_1$ , e  $e_{it}$  como o elemento “i” do vetor  $e_t$  é possível reescrever-se a equação (3.26) da seguinte forma:

$$y_t = a_{10} - a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}, \quad (3.27)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}, \quad (3.28)$$

O sistema apresentado em (3.22) e (3.23) é chamado de VAR Estrutural ou sistema primitivo e o apresentado em (3.27) e (3.28) é chamado VAR em sua forma padrão.

Merece destaque o fato de que os termos de erro ( $e_1$  e  $e_2$ ) são a composição dos dois choques  $\varepsilon_{y_t}$  e  $\varepsilon_{z_t}$  ambos ruído branco, e por isso tanto  $e_1$  quanto  $e_2$  exibirão média zero, variância constante e ausência de correlação serial individualmente.

No modelo autoregressivo de primeira ordem  $y_t = a_0 + a_1y_{t-1} + \varepsilon_t$ , a condição de estabilidade é que  $a_1$  seja menor que um em valor absoluto<sup>54</sup>. Outra forma de observar a condição de estabilidade baseia-se no uso de operadores de defasagens para representar o modelo VAR das equações (3.27) e (3.28) como se segue<sup>55</sup>:

$$y_t = a_{10} - a_{11}Ly_t + a_{12}Lz_t + e_{1t}, \quad (3.29)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}Ly_t + a_{22}Lz_t + e_{2t}, \quad (3.30)$$

ou

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12}Lz_t + e_{1t}, \quad (3.29a)$$

$$(1 - a_{22}L)z_t = a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t}, \quad (3.30a)$$

De (3.30a)

$$Lz_t = \frac{L(a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t})}{(1 - a_{22}L)},$$

<sup>54</sup> A demonstração das condições de estabilidade encontra-se em ENDERS (1995, p. 297-9; 416-8)

<sup>55</sup> O operador de defasagens é uma forma de sinalizar o processo de intervalo decorrido de tempo, ou seja,  $L^p z_t = z_{t-p}$ .

De (3.29a)

$$(1 - a_{11}L)y_t = a_{10} + a_{12} \frac{L(a_{20} + a_{21}Ly_t + e_{2t})}{(1 - a_{22}L)} + e_{1t}$$

Com isso transforma-se o VAR de primeira ordem com as seqüências  $y_t$  e  $z_t$  em uma equação de diferença estocástica de segunda ordem para a seqüência  $y_t$ .

Resolvendo para  $y_t$  e  $z_t$ :

$$y_t = \frac{a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20} + (1 - a_{22}L)e_{1t} + a_{12}e_{2t-1}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}, \quad (3.31)$$

$$z_t = \frac{a_{20}(1 - a_{11}) + a_{10}a_{21} + (1 - a_{11}L)e_{2t} + e_{1t-1}a_{21}}{(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2}, \quad (3.32)$$

Para que a convergência ocorra e conseqüentemente haja estabilidade na equação de diferença de segunda ordem, as raízes do polinômio  $(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2$  devem ficar de fora do círculo unitário. O atendimento a esta diretriz permite dizer que as seqüências  $y_t$  e  $z_t$  são conjuntamente estacionárias em covariância, fazendo com que tenham uma média e variância finitas e invariantes com o tempo.

A modelagem VAR necessita de dois processos para sua perfeita execução. O primeiro processo diz respeito à especificação correta do modelo no que diz respeito às variáveis incluídas, o tamanho das defasagens, a forma funcional, etc e para tal utiliza-se testes de raiz unitária, testes para quebras estruturais, entre outros. O segundo processo diz respeito à ordenação causal das variáveis no modelo.

A definição do número adequado de defasagens é de suma importância para a modelagem VAR, pois interfere no número de graus de liberdade existente nas estimações. O número correto de defasagens é determinado pelos testes de *Akaike Information Criterion (AIC)* e *Schwarz Criterion (SC)* apresentados a seguir:

$$AIC = T \log|\Omega| + 2K, \quad (3.33)$$

$$SC = T \log|\Omega| + K \log(T), \quad (3.34)$$

em que:

$|\Omega|$  é o determinante da matriz de covariância dos resíduos,

T é o número de observações utilizadas,

K é a quantidade total de parâmetros estimados.

O procedimento de ambos os testes acima mencionados deriva da estimação do modelo com várias ordens de defasagens, escolhendo-se aquele que apresentar os menores valores para a estatística AIC e SC<sup>56</sup>.

Em um modelo VAR que é composto de k equações, p defasagens e um intercepto por equação serão gerados  $k^2p + k$  estimadores, sendo  $kp + 1$  por equação. Diante da hipótese dos valores sugeridos para a defasagem p gerarem regressões cujos resíduos revelem-se correlacionados, a medida recomendada é o aumento das defasagens de forma a eliminar a autocorrelação, o que pode comprometer seriamente os graus de liberdade.

Outro fator de primordial importância para a estimação VAR é a ordenação causal dada às variáveis no modelo, tendo em vista que diferentes ordenações dão origem a diferentes resultados de ferramentas que permitem melhor interpretação das conclusões obtidas no VAR, a saber, a função impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.

A ordenação das variáveis representa como as variáveis interferem nas demais e para a adequada determinação da ordenação no modelo pode-se utilizar dois critérios. O primeiro baseia-se na adoção subjetiva de uma teoria econômica que determine as relações de causa e efeito entre as variáveis, fato que revela certo grau de arbitrariedade dado a inexistência de respaldo estatístico. O segundo critério, seguido pelo presente trabalho, consiste na execução do teste de “Causalidade de Granger/Teste de Wald para Exogeneidade em bloco” que gera para cada equação do modelo VAR uma estatística Wald para a significância conjunta de cada uma das demais variáveis endógenas defasadas naquela equação, além de fornecer a estatística de significância conjunta para todas as outras variáveis endógenas defasadas na equação.

Conforme mencionado acima, a ordenação das variáveis interfere nos resultados de duas importantes ferramentas para entendimento das conclusões obtidas no VAR, a função impulso-resposta e a decomposição da variância dos erros de previsão.

A função impulso-resposta tem por intuito avaliar o comportamento isolado das variáveis diante de choque exógeno nas inovações (resíduos) do modelo. Esta ferramenta

---

<sup>56</sup> O software utilizado no presente trabalho, *Econometric Views* 5.0, fornece o número de defasagens sugerido pelos critérios de Akaike e Schwarz. Em caso de divergência entre os mesmos optou-se pelo critério de Schwarz.

permite a análise da sensibilidade das variáveis a um choque em uma determinada inovação, permanecendo constante as demais inovações, além de mostrar o intervalo de tempo necessário para que os efeitos de tal variação sobre a variável considerada se dissipem, voltando a variável a sua trajetória natural caso o sistema seja estável<sup>57</sup>.

A decomposição da variância dos erros de previsão explicita a proporção dos movimentos gerados em uma variável em decorrência de choques exógenos em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Fornece informações a respeito da importância relativa das alterações nas variáveis sobre uma determinada variável do modelo. Segundo ENDERS (1995, p. 311) a análise da decomposição da variância dos erros de previsão nos permite concluir acerca da maior endogeneidade ou exogeneidade das séries dentro do modelo:

se choques no termo de erro da variável  $z$  não explicam nada da variância do erro de previsão da série  $y$  em todos os horizontes de previsão podemos dizer que a seqüência  $y$  é exógena...No outro extremo, caso choques no termo de erro da variável  $z$  possam explicar toda a variância no erro de previsão da seqüência  $y$  em todos os horizontes de previsão, então  $y$  será inteiramente endógena. (ENDERS, 1995, p. 311)

Como o estudo de modelagem VAR envolve séries de dados, integradas ou não, variando ao longo do tempo é necessário observar-se a essência da relação existente entre as mesmas. A conclusão alcançada por tais estimações pode levar-nos a resultados espúrios ou duvidosos, isto é, as conclusões apresentam-se inicialmente plausíveis, porém detida investigação revela que as mesmas são suspeitas<sup>58</sup>.

Segundo GREENE (2003, p. 632) o trabalho de GRANGER e NEWBOLD (1974) destaca a alta autocorrelação dos resíduos nos modelos de regressão convencionais e alerta para o fato de que grande parte das séries macroeconômicas são não-estacionárias e a estimação utilizando tais séries em nível, ou seja, sem diferenciá-las, faria com que os testes “t” e “F” usuais tornassem-se inválidos podendo gerar regressões espúrias.

Genericamente a presença de séries integradas em um sistema VAR poderia ser solucionada mediante a diferenciação das séries até que as mesmas tornem-se

---

<sup>57</sup> Sistema estável é aquele em que variações exógenas tendem a ter seus efeitos iniciais diluídos ao longo do tempo, de forma que as séries temporais convirjam para seus níveis de longo prazo com o passar do tempo. (ENDERS, 1995, p. 308)

<sup>58</sup> Uma regra de bolso para detecção de relação espúria entre as variáveis foi sugerida por GRANGER e NEWBOLD (1974) citado por GUJARATI (2000, p. 730) e consiste na análise da relação entre o coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e a estatística de correlação serial “d” de Durbin-Watson.  $R^2 > d$  é indicio de regressão espúria. No caso da modelagem de séries temporais a regressão de variáveis com diferentes ordens de integração pode ocasionar regressões espúrias.

estacionárias, entretanto o ato de diferenciar as séries pode fazer com que se elimine a relação existente em nível entre as variáveis.

Essa relação sincronizada e estável existente entre as séries no longo prazo que tende a ser restabelecida mesmo após qualquer desequilíbrio causado por choque é o que chamamos de cointegração e permite que as séries sejam utilizadas em nível e não apresentem risco de produzir regressões espúrias; “um teste para cointegração pode ser pensado como um pré-teste para evitar situações de “regressão espúria” (GRANGER, 1986 apud GUJARATI, 2000, p. 732).

Segundo GRANGER (1986) citado por FERREIRA (1993, p. 39) testes de cointegração podem ser utilizados para verificar relações de longo prazo entre variáveis postuladas pela teoria econômica e a utilização de variáveis cointegradas proporciona estimativas consistentes dos coeficientes, independentemente da estrutura dinâmica do modelo e do fato das variáveis explicativas estarem ou não correlacionadas com os erros. (ENDERS, 1995, p. 374) afirma que se as variáveis do sistema forem cointegradas a regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) gera estimadores “super-consistentes” para os parâmetros cointegrantes, pois convergem mais rápido para a trajetória de equilíbrio que os modelos que utilizam MQO e variáveis estacionárias.

De acordo com ENDERS (1995, p. 358) um vetor de séries de tempo,  $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ , é dito cointegrado de ordem  $d$ ,  $b$  e representado por  $x_t \sim CI(d, b)$  se:

1. Todas as séries de  $x_t$  são integradas de ordem  $d$ .
2. Existe um vetor  $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  tal que a combinação linear

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} \text{ seja integrada de ordem } (d-b), \text{ onde } b > 0.$$

$\beta$  é chamado de vetor cointegrante.

Essa definição pode ser simplificada para uma simples análise da estacionariedade ou não da série de resíduos, ou seja, supondo que  $d = b$ . Para a análise da econometria empírica (CHAREMZA & DEADMAN, 1992, p. 144, 148-149) o mais interessante é o estudo da estacionariedade ou não dos resíduos, pois permitem melhor interpretação econômica.

For empirical econometrics, the most interesting case is where the series transformed with the use of the cointegrating vector become stationary... Stationary of the error term is especially important if one is going to examine models incorporating error correction mechanisms... Cases of the type  $CI(d, b)$ , for  $b < d$ , are not of primary interest, since for  $b < d$  the cointegrating vector is not stationary and does not have a straightforward economic interpretation.

Simplificando, duas séries temporais são cointegradas se ambas forem integradas de mesma ordem  $p$ ,  $I(p)$ , e se existir uma constante  $\beta$  tal que a combinação linear entre as duas séries seja estacionária,  $I(0)$ :

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t, \quad (3.35)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t, \quad (3.36)$$

onde:

$\varepsilon_t$  é a combinação linear das variáveis integradas de mesma ordem, chamado erro de equilíbrio, que por sua vez é estacionário fazendo com que qualquer desvio em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo seja apenas temporário.

Conforme apresentado acima o fato de duas séries não possuírem a mesma ordem de integração não permite que as mesmas sejam integradas. Entretanto quando se considera três ou mais séries há a possibilidade de cointegração, mesmo que as séries não possuam a mesma ordem de integração<sup>59</sup>, caso sejam satisfeitas algumas condições especiais.

Caso as séries sejam integradas de mesma ordem, realiza-se o teste de cointegração que consiste na estimação da equação (3.35), chamada equação cointegrante, através do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e testar se a série de resíduos gerada por esta regressão é estacionária.

Os testes de cointegração utilizados são os Engle – Granger e aumentado de Engle – Granger, que nada mais são que os testes de raiz unitária usuais (DF, ADF, Perron) aplicado à série dos resíduos da equação cointegrante, depois de se confirmar que todas as séries utilizadas são integradas de mesma ordem.

Com a detecção da cointegração fica evidenciado o relacionamento de longo prazo entre as variáveis, porém podem existir eventuais desequilíbrios no curto prazo. Para solucionar esse problema Engle e Granger desenvolveram um método de correção de erros (MCE) que permite a correção de desvios de curto prazo em relação à trajetória de equilíbrio de longo prazo.

A intuição por trás do MCE é que mudanças nas variáveis no período corrente são determinadas parcialmente por desvios em relação ao equilíbrio em períodos

---

<sup>59</sup> FERREIRA (1993, p. 39) sugere CUTHBERTSON, HALL E TAYLOR (1992, p. 132-3) para maiores detalhes a respeito.

anteriores. Para o correto entendimento da dinâmica de curto prazo é necessário, portanto, a elaboração de um modelo de correção de erro que relacione alterações correntes nas variáveis não somente a variações passadas da mesma variável e variações em períodos presentes e passados das demais variáveis, mas inclua, também, o impacto causado pelos erros passados.

### **3.2 – Modelo Econométrico, Fonte de Dados e Seleção de Variáveis**

O principal instrumento de política monetária de um país é a taxa de juros adotada por sua autoridade monetária. No debate “regras versus discricção”, inicialmente proposto por KYDLAND E PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983) há a defesa da adoção de regras pré-estabelecidas para determinação de política monetária.

Segundo ARGY (1988) citado por MENDONÇA (2002, p. 49) há três tipos de políticas discricionárias:

- i) proporcional – os governos reagem à defasagem entre o produto atual e o de pleno emprego;
- ii) derivativa – os governos reagem de forma precedente a mudanças no produto e;
- iii) integral – os governos reagem à soma dos desvios passados em relação ao nível de pleno emprego.

Já as regras podem ser divididas em três tipos básicos: caminhos da taxa de juros completamente exógenos, combinação linear de um sistema de variáveis e regras monetárias ótimas (BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG, 2000).

Assume-se neste trabalho que a política monetária é conduzida segundo regras pré-determinadas.

Número não-desprezível de trabalhos empíricos<sup>60</sup> tem mostrado que países que adotam regras para condução de políticas monetária, especialmente regimes de metas para inflação, utilizam como forma padrão para elaboração de seus modelos de política monetária combinações lineares de um sistema de variáveis, cujo mais conhecido exemplo é a regra de Taylor, originalmente descrita em TAYLOR (1993). Trata-se de uma regra de

---

<sup>60</sup> Ver MENDONÇA, DEZORDI e CURADO (2005); CARNEIRO e WU (2000); BOGDANSKI, TOMBINI e WERLANG (2000); MENDONÇA (2002); SVENSSON (1999a); FERREIRA (2004); ALMEIDA et al. (2003).



reação da autoridade monetária diante de variações no hiato do produto real e desvios da inflação com relação a um alvo.

De acordo com a regra de TAYLOR (1993) original, a taxa de juros pode ser representada da seguinte forma:

$$r = \pi + \alpha_1 (\pi - \pi^*) + \alpha_2 y, \quad (3.37)$$

onde:

$r$  é a taxa de juros utilizada pelo Federal Reserve,

$\pi$  é taxa de inflação dos quatro últimos trimestres

$\pi^*$  é o alvo para a taxa de inflação,

$y_t$  é o desvio percentual do produto interno bruto com relação a um alvo<sup>61</sup>).

A intuição pertinente à regra supra mencionada é que o Banco Central eleva taxa de juros, quando a inflação aumenta e desvia-se da meta e/ou quando o produto real efetivo fica maior que o produto potencial, de forma a debelar eventuais pressões inflacionárias de demanda. TAYLOR (1993) afirma que a execução de tal regra não deve ser seguida automaticamente, pois não é suficientemente abrangente e é limitada pela existência de episódios em que a política monetária é desenhada para lidar com fatores especiais.

A regra de Taylor original considera que a determinação da taxa de juros responde a fatores internos representados pelo desvio da inflação em relação a um alvo e ao hiato do produto, porém sua base foi o caso americano, economia grande e sólida tanto interna quanto externamente, fato que dispensa a necessidade de incluir variáveis adicionais para captar as modificações no cenário externo que influenciem a taxa de juros. Como os países em desenvolvimento, objetos do presente estudo, revelam-se vulneráveis ao cenário externo, estima-se uma regra de Taylor com a adição de uma variável para câmbio externo, permitindo testar-se a autonomia da política monetária e incluir um elemento do lado da oferta no modelo.

Em virtude do impacto que o câmbio pode exercer sobre a inflação, devido ao contágio (*pass-through*), à fragilidade externa e ao “pecado original”, observa-se que a autoridade monetária tende a conter flutuações cambiais excessivas mediante alterações na

---

<sup>61</sup> TAYLOR (1993) utilizou em seu trabalho uma tendência do PIB real com base no período de estudo como *proxy* para o produto potencial.

taxa de juros. Ao agir dessa forma as autoridades monetárias estão preocupadas com o lado externo da economia e seus efeitos sobre o nível de preços, o que confere menor autonomia à política monetária.

Estima-se neste trabalho, por meio de metodologia VAR, regra de Taylor modificada para seis países que adotam o regime de metas de inflação, três em desenvolvimento (Brasil, Chile e México) e três desenvolvidos (Canadá, Reino Unido e Suécia). Incluem-se as variáveis juros nominais, hiato do produto (pressão de demanda), taxa de câmbio (choque de oferta, cenário externo) e inflação<sup>62</sup> para o período anterior e posterior à adoção do regime de metas de inflação. Busca-se medir qual o impacto sobre a autonomia de política monetária advindo da utilização do regime como auxílio à política monetária.

Consoante ao método dos vetores auto-regressivos (VAR), o modelo a ser estimado é representado por<sup>63</sup>:

$$i_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{3j} h_{t-j} + \mu_t, \quad (3.38)$$

no qual,  $\pi$  representa a taxa de inflação,

$h$  representa o hiato do produto,

$i$  representa a taxa de juros nominal,

$e$  representa a taxa de câmbio,

$\alpha$  são os estimadores,

$p$  é o número de defasagens utilizadas,

$\mu_t$  representa o erro de previsão

Dado que o regime de metas coloca como foco principal da política monetária o controle da inflação (ambiente interno) é de se esperar que seja conferida maior autonomia à política monetária no período posterior às metas de inflação, porém grandes e recorrentes flutuações da taxa de câmbio podem causar instabilidade e danos aos países, em especial

---

<sup>62</sup> No modelo original de Taylor utiliza-se desvio da inflação com relação a um alvo, porém como o período anterior às metas não possui alvo e o objetivo do trabalho é observar autonomia de política monetária optou-se por estimar em ambos os períodos com a variável inflação para fins de uniformidade metodológica.

<sup>63</sup> Para as estimações apresentadas no estudo utilizou-se o pacote econométrico *Econometric Views*, versão 5.0.

os países em desenvolvimento, onde a vulnerabilidade externa tende a ser mais elevada, prejudicando o alcance das metas.

A vulnerabilidade externa, como ressaltada no capítulo 1 - elemento característico de países em desenvolvimento – pode fazer com que esses países sejam levados a tentar suavizar movimentos cambiais, principalmente após a adoção do regime de metas de inflação. Ao amenizar grandes variações na taxa de câmbio, busca-se impedir que esta contamine os preços e acabe por causar inflação de custos, o que inviabilizaria o alcance das metas. Ao preocupar-se com a taxa de câmbio, elemento representativo do cenário externo, a autoridade monetária deixa de determinar taxa de juros com o fim único e exclusivo de contenção de demanda interna, o que caracteriza a perda de autonomia da política monetária.

Nesse sentido, assumindo-se a hipótese de que os países em desenvolvimento caracterizam-se por grau de vulnerabilidade externa mais elevado vis-à-vis os países desenvolvidos, o resultado esperado do presente trabalho é uma perda de autonomia de política monetária para o período posterior a adoção do regime de metas de inflação em países em desenvolvimento. Para os países desenvolvidos, espera-se que estes ganhem maior autonomia após a adoção do regime de metas, dado que não possuem razões para se preocupar com flutuações da taxa de câmbio – isto é, não se espera, em princípio, que tais flutuações sejam excessivas nos países em desenvolvimento.

Informação a respeito dos dados macroeconômicos mensais utilizados no presente trabalho é fornecida a seguir. Utiliza-se dados macroeconômicos de periodicidade mensal obtidos junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI) através da base de dados do *International Financial Statistics*<sup>64</sup> (IFS) para os países externos e no caso brasileiro dados obtidos no endereço eletrônico do Banco Central do Brasil<sup>65</sup>.

A seguir é apresentada a tabela com a relação das variáveis utilizadas.

---

<sup>64</sup> Disponível no endereço <http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>.

<sup>65</sup> Endereço eletrônico: [www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)

**Tabela 3.1**  
**Relação das séries utilizadas**

País	Variável	Série utilizada	Código	Unidade	Fonte
Brasil	Inflação	IPCA	433	Var. % Men.	IBGE
Brasil	Câmbio	Taxa de câmbio-compra (média do período)	3697	Reais./US\$	BCB-DEPEC
Brasil	Juros	Taxa de juros - Selic ao ano	4189	Percentual ao ano	BCB-DEMAB
Brasil	Hiato	PIB mensal	4385	US\$ milhões	BCB-DEPEC
Chile	Juros	Taxa de desconto (fim do período)	22860...ZF...	Percentual ao ano	IFS
Chile	Inflação	IPC: todas empresas de Santiago	22864...ZF...	Número Índice	IFS
Chile	Hiato	Emprego produtivo (2000=100)	22867...ZF...	Número Índice	IFS
Chile	Câmbio	Taxa Principal	228..RF.ZF...	Moeda Nac. por US\$	IFS
México	Inflação	IPC: Comércio e Serviços de todo o país	27364...ZF...	Número Índice	IFS
México	Hiato	Produção Industrial dessazonalizada	27366..CZF...	Número Índice	IFS
México	Juros	Taxa de juros de título do tesouro	27360C..ZF...	Percentual ao ano	IFS
México	Câmbio	Média ponderada da taxa principal	273..WF.ZF...	Moeda Nac. por US\$	IFS
Canadá	Inflação	IPC:cidades com mais de 30000 habitantes	15664...ZF...	Número Índice	IFS
Canadá	Hiato	Produção Industrial dessazonalizada	15666..CZF...	Número Índice	IFS
Canadá	Juros	Taxa de juros de título do tesouro	15660C..ZF...	Percentual ao ano	IFS
Canadá	Câmbio	Taxa de Mercado	156..RF.ZF...	Moeda Nac. por US\$	IFS
Reino Unido	Inflação	IPC	11264...ZF...	Número Índice	IFS
Reino Unido	Hiato	Produção Industrial dessazonalizada	11266..CZF...	Número Índice	IFS
Reino Unido	Juros	Taxa de juros de título do tesouro	11260C..ZF...	Percentual ao ano	IFS
Reino Unido	Câmbio	Taxa de Mercado	112..RF.ZF...	Moeda Nac. por US\$	IFS
Suécia	Juros	Taxa de desconto de título do tesouro	14460C..ZF...	Percentual ao ano	IFS
Suécia	Inflação	IPC:áreas urbanas e rural	14464...ZF...	Número Índice	IFS
Suécia	Hiato	Produção Industrial dessazonalizada	14466..CZF...	Número Índice	IFS
Suécia	Câmbio	Taxa Oficial	144..RF.ZF...	Moeda Nac. por US\$	IFS

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do FMI e BCB

Assume-se neste trabalho que a política monetária é conduzida segundo regras pré-determinadas, muito embora vários outros fatores sejam considerados para balizar a tomada de decisões.

Para a obtenção do hiato do produto, a partir de agora chamado de hiato, utilizou-se ajuste sazonal para os dados que não possuíam tal configuração e aplicou-se o filtro de Hodrick-Prescott para obter-se uma série suavizada, e conseqüentemente a série de desvios em relação a série suavizada<sup>66</sup>. No caso chileno, devido à falta de dados, utilizou-se como *proxy* para produto a variável emprego. No caso brasileiro, devido ao fato da série de

<sup>66</sup> O filtro de Hodrick-Prescott (HP) é utilizado para obtenção de estimativa suavizada do componente de tendência de longo prazo de uma série. O filtro HP é um filtro linear bilateral que gera a partir de uma série  $y$  uma série suavizada  $s$ , sujeita à penalidade que restringe a segunda diferença de  $s$ . A série  $s$  escolhida é aquela que minimiza a expressão:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1}))^2,$$

onde  $\lambda$  representa o parâmetro de penalidade que controla a suavidade da série. Quanto maior o  $\lambda$ , maior a suavização, sendo que quando  $\lambda \rightarrow \infty$ , aproxima-se de uma tendência linear. O valor assumido por  $\lambda$  depende da periodicidade dos dados e no caso do presente trabalho, dados mensais, o valor recomendado e utilizado foi de 14400. (Ajuda do Eviews 5.0)

produção industrial dessazonalizada não estar disponível mensalmente utiliza-se dados do PIB mensal.

A variável taxa de juros, doravante juros, é mensurada por meio da taxa de juros do título do tesouro para a maior parte dos países. No caso do Brasil, utilizou-se a taxa Selic acumulada no mês anualizada<sup>67</sup>.

Com relação à taxa de câmbio nominal, utiliza-se a média mensal da taxa oficial para o caso brasileiro e para os demais países preconiza-se a utilização de médias mensais para a taxa oficial, principal ou de mercado, em virtude de disponibilidade de dados no *International Financial Series* do Fundo Monetário Internacional.

A variável inflação, para o caso brasileiro, é explicitada através da série do Índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) calculada pelo IBGE e fornecida pelo Banco Central do Brasil, nos demais casos, através de Índices de Preços ao Consumidor com algumas diferenças metodológicas dependendo do país.

No tocante à periodicidade dos dados, trabalha-se com diferentes intervalos temporais devido às diferentes datas de adoção do regime de metas de inflação entre os seis diferentes países (Brasil, Canadá, Chile, México, Reino Unido e Suécia). A amplitude dos intervalos é apresentada a seguir (tabela 3.2).

**Tabela 3.2**  
**Periodicidade dos dados**

Antes das Metas	Período		Após as Metas	Período	
País	Início	Fim		Início	Fim
Brasil	jul/94	jun/99		jul/99	out/05 <sup>68</sup>
Canadá	mar/86	fev/91		mar/91	jan/05
Chile	out/94	set/99		out/99	jun/05
México	fev/94	jan/99		fev/99	jan/05
Reino Unido	out/87	out/92		nov/92	jun/05
Suécia	jan/88	jan/93		fev/93	jan/05 <sup>69</sup>

Fonte: Elaboração Própria

<sup>67</sup> Série nº 4189 do Banco Central do Brasil.

<sup>68</sup> No caso brasileiro a base de dados obtida possui ausência de informação para as variáveis PIB mensal e inflação para o mês de outubro de 2005, porém a estimação é feita sem exclusão das observações desse período, pois o programa *Econometric Views* já desconsidera tal observação.

<sup>69</sup> No caso da Suécia a base de dados fornecida carece de sete observações referentes aos meses 04, 05, 07, 08, 10, 11, 12 do ano de 2004 e 01 de 2005 para a variável juros.

### 3.3 – Análise dos Resultados

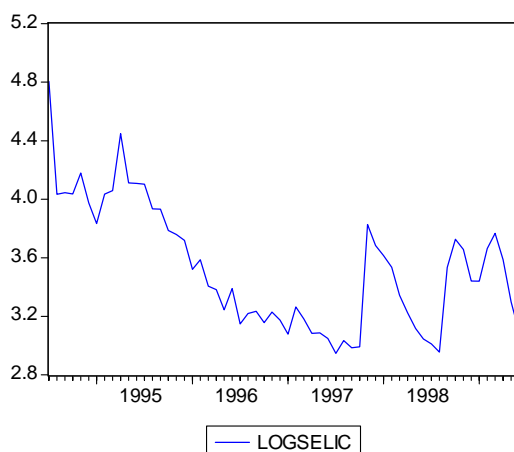
Esta seção destina-se à apresentação dos resultados e encontra-se dividida em duas subseções. Primeiramente, executa-se testes para determinação da ordem de integração das séries utilizadas. A seguir apresenta-se e interpreta-se as funções impulso-resposta e decomposição da variância.

#### 3.3.1 – Ordem de Integração das séries

O primeiro passo no processo de averiguação de existência de raízes unitárias é a verificação da presença de intercepto e tendência nas séries estudadas<sup>70</sup>. Para conferir a necessidade de inclusão de termo de intercepto no teste de raiz unitária utiliza-se o seguinte procedimento:

1) A partir da observação da variabilidade dos dados, opta-se pela transformação logarítmica ou não da série de forma a amenizar a variância.

**Figura 3.1**  
**Logaritmo natural Selic (País: Brasil)**



<sup>70</sup> A adoção do referido procedimento baseou-se no teste de presença de tendência aplicado por CAMURI (2005) baseado em MILLS (1993) e não objetiva concluir acerca da existência ou não de intercepto e tendência nas variáveis estudadas. A razão do uso do teste foi única e exclusivamente dar suporte estatístico à inclusão ou não de termos de intercepto e/ou tendência quando da realização dos testes ADF, PP e KPSS. ENDERS (1995, p. 255) destaca que “se nós, impropriamente, omitirmos o intercepto ou a tendência de tempo o poder do teste vai para zero”. Da mesma forma a inclusão de um termo desnecessário diminui o poder do teste.

2) Testa-se hipótese nula e alternativa de média diferente de zero.

$$H_0 = \mu = 0$$

$$H_1 = \mu \neq 0$$

Baseado nos valores estimados da média e desvio-padrão fornecidos pelo histograma, calcula-se o valor da estatística t e compara-se com o valor crítico a 5% ( $t_{\text{crítico}} = 1,96$ ).

Para o caso do logaritmo da taxa de juros brasileira (logselic) no período anterior às metas de inflação, a análise do histograma leva à construção da estatística t como se segue:

$$t = \frac{(\bar{x} - 0)}{(DP / \sqrt{n})}$$

$$t = \frac{(3,53118 - 0)}{(0,424492 / \sqrt{60})}$$

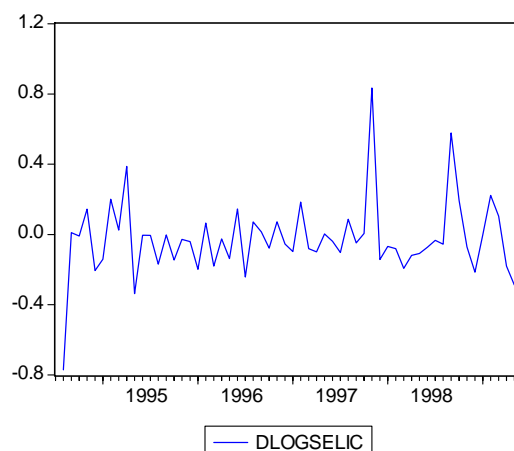
$$t = 64,43561$$

O valor obtido para a estatística t permite a conclusão de que, ao nível de 5% de significância, a média difere significativamente de zero, rejeitando-se, portanto, a hipótese nula. Em virtude disso, é necessário perfazer os testes ADF, PP e KPSS com a presença de um termo de intercepto (constante, *drift*).

3) O passo seguinte para conclusão acerca da inclusão do termo de tendência na execução do teste de raiz unitária é a diferenciação da série original (ver figura 2).

**Figura 3.2**

**Primeira Diferença do Logaritmo da Selic (País: Brasil)**



Testa-se novamente hipótese nula e alternativa de média diferente de zero.

$$H_0 = \mu = 0$$
$$H_1 = \mu \neq 0$$

Baseado nos valores estimados da média e desvio-padrão fornecidos pelo histograma, calcula-se o valor da estatística t e compara-se com o valor crítico a 5% ( $t_{\text{crítico}} = 1,96$ ).

No caso do logselic anterior às metas de inflação, a análise do histograma leva à construção da estatística t como se segue:

$$t = \frac{(\bar{x} - 0)}{(DP / \sqrt{n})}$$
$$t = \frac{(-0,029026 - 0)}{(0,215794 / \sqrt{59})}$$
$$t = 1,033174$$

O valor obtido para a estatística t permite a conclusão de que, ao nível de 5% de significância, **a média não difere significativamente de zero**, não se rejeitando, portanto, a hipótese nula. Em virtude disso, é necessário realizar os testes ADF, PP e KPSS **sem** a presença de um termo de tendência.

Aplica-se a seqüência dos procedimentos acima mencionados a todas as séries utilizadas e apresenta-se os resultados na tabela 3.3, 3.4, 3.5, 3.6, 3.7 e 3.8 a seguir:



**Tabela 3.3****Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

<b>País:</b>		<b>Brasil</b>				
<b>Variável</b>	<b>Período</b>	<b>Código</b>	<b>T calculado</b>	<b>Hipótese nula</b>	<b>Intercepto</b>	<b>Tendência</b>
Log Juros*	Antes	logselic	64,43561	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogselic	(1,03317)	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Antes	logcambio	2,76473	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogcambio	1,81559	Não Rejeita		não
Hiato	Antes	Hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	(0,09009)	Não Rejeita		não
Inflação	Antes	ipca	6,77436	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dipca	(1,10390)	Não Rejeita		não
Juros	Pós	selic	58,09656	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dselic	(0,17842)	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Pós	logcambio	36,88850	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogcambio	0,67753	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	Hiato	(0,00000)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	0,40202	Não Rejeita		não
Inflação	Pós	ipca	11,16916	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dipca	(0,18729)	Não Rejeita		não

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração Própria

**Tabela 3.4****Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

<b>País:</b>		<b>Chile</b>				
<b>Variável</b>	<b>Período</b>	<b>Código</b>	<b>t calculado</b>	<b>Hipótese nula</b>	<b>Intercepto</b>	<b>Tendência</b>
Juros	Antes	juros	23,01414	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	djuros	(0,12869)	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Antes	logcambio	572,72540	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogcambio	1,92029	Não Rejeita		não
Hiato	Antes	Hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	(0,44990)	Não Rejeita		não
Log Inflação *	Antes	logipc	413,93634	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogipc	10,92282	Rejeita		sim
Log Juros *	Pós	logjuros	17,19528	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogjuros	(0,18484)	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Pós	logcambio	498,94286	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogcambio	0,40041	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	Hiato	(0,00000)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	0,39343	Não Rejeita		não
Log Inflação *	Pós	logipc	907,85065	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogipc	5,24822	Rejeita		sim

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.5**

**Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

País:		México				
Variável	Período	Código	t calculado	Hipótese nula	Intercepto	Tendência
Juros	Antes	juros	15,66478	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	djuros	0,44164	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Antes	logcambio	42,13341	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogcambio	2,65403	Rejeita		sim
Hiato	Antes	Hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	(0,09399)	Não Rejeita		não
Log Inflação *	Antes	logipc	89,41101	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogipc	10,34499	Rejeita		sim
Log Juros *	Pós	logjuros	39,56072	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogjuros	(1,22857)	Não Rejeita		não
Log Câmbio *	Pós	logcambio	246,66848	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogcambio	0,77091	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	Hiato	(0,00000)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	0,16841	Não Rejeita		não
Log Inflação *	Pós	logipc	405,21487	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogipc	12,78762	Rejeita		sim

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.6**

**Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

País:		Canadá				
Variável	Período	Código	T calculado	Hipótese nula	Intercepto	Tendência
Log Juros*	Antes	logjuros	91,69941	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogjuros	(0,11558)	Não Rejeita		não
Log Câmbio*	Antes	logcambio	25,59313	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogcambio	(2,68565)	Não Rejeita		não
Hiato	Antes	Hiato	(0,00000)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	(0,84058)	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Antes	logipc	506,46969	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogipc	7,92880	Rejeita		sim
Log Juros*	Pós	logjuros	47,16417	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogjuros	(1,21909)	Não Rejeita		não
Log Câmbio*	Pós	logcambio	46,72032	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogcambio	0,33231	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	Hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	0,02400	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Pós	logipc	803,71795	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogipc	6,58412	Rejeita		sim

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.7**

**Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

<b>País: Reino Unido</b>						
<b>Variável</b>	<b>Período</b>	<b>Código</b>	<b>t calculado</b>	<b>Hipótese nula</b>	<b>Intercepto</b>	<b>Tendência</b>
Juros	Antes	juros	40,63473	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	djuros	(0,49038)	Não Rejeita		não
Câmbio	Antes	cambio	126,19951	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dcambio	0,01341	Não Rejeita		não
Hiato	Antes	hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	0,09777	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Antes	logipc	326,42854	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogipc	7,28756	Rejeita		sim
Juros	Pós	juros	63,71548	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	djuros	(0,94445)	Não Rejeita		não
Log Câmbio*	Pós	logcambio	(78,99948)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dlogcambio	(0,77733)	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	(0,04069)	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Pós	logipc	603,45929	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogipc	7,14501	Rejeita		sim

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.8**

**Testes para Presença de Intercepto e Tendência a 5%**

<b>País: Suécia</b>						
<b>Variável</b>	<b>Período</b>	<b>Código</b>	<b>t calculado</b>	<b>Hipótese nula</b>	<b>Intercepto</b>	<b>Tendência</b>
Juros	Antes	juros	51,75506	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	djuros	0,00610	Não Rejeita		não
Câmbio	Antes	cambio	126,69634	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dcambio	0,88485	Não Rejeita		não
Hiato	Antes	hiato	0,00000	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Antes	dhiato	0,08238	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Antes	logipc	312,18587	Rejeita	sim	
1ª diferença	Antes	dlogipc	5,93080	Rejeita		sim
Log Juros*	Pós	logjuros	45,67810	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogjuros	(2,98858)	Não Rejeita		não
Câmbio	Pós	cambio	89,93324	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dcambio	(0,26102)	Não Rejeita		não
Hiato	Pós	hiato	(0,00000)	Não Rejeita	não	
1ª diferença	Pós	dhiato	0,13184	Não Rejeita		não
Log Inflação*	Pós	logipc	1362,02439	Rejeita	sim	
1ª diferença	Pós	dlogipc	3,06508	Rejeita		sim

\* indica aplicação de logaritmo natural sobre a série

( ) indica valores negativos

Fonte: Elaboração própria

Os resultados dos testes de raiz unitária, ADF, PP e KPSS, são resumidos nas tabelas 3.9, 3.10, 3.11, 3.12, 3.13 e 3.14 a seguir<sup>71</sup>. Como na presença de mudança estrutural tais testes tendem a não rejeitar a hipótese de não-estacionariedade, serão realizados, também, testes para detecção de raiz unitária na presença de uma ou duas quebras estruturais endogenamente determinadas. A regra de decisão estabelecida para determinação da ordem de integração das séries foi a seguinte: i) caso haja consenso entre os resultados dos testes opta-se por este consenso; ii) havendo divergência entre os testes de raiz unitária e testes para quebra estrutural endogenamente determinada, considera-se o teste de raiz para duas quebras estruturais endogenamente definidas para definição da classificação.

**Tabela 3.9**  
**Testes de Raiz Unitária - Brasil**

Variável	Período	Resultado					Consenso	Conclusão
		ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras		
Logselic	Antes	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Logcambio	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Hiato	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)
lpca	Antes	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	não	I(1)
Selic	Pós	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Logcambio	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	não	I(0)
lpca	Pós	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)

Fonte: Elaboração própria

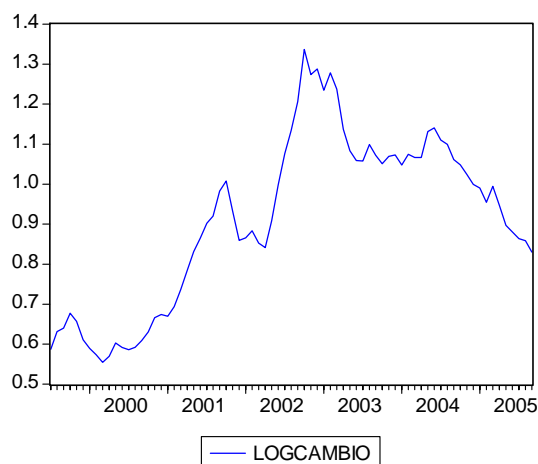
A regra de decisão adotada no presente trabalho busca extirpar a possibilidade de subjetividade na determinação da ordem de integração das séries, embora tal intento revele-se de difícil alcance.

Como exemplo ilustrativo observe-se o comportamento da série do logaritmo natural da taxa de câmbio para o caso brasileiro no período pós-metas de inflação (logcâmbio, Figura 3.3).

<sup>71</sup> Os resultados dos testes de raiz unitária e raiz unitária na presença de quebras estruturais, com seus respectivos valores críticos, defasagens, posição das quebras, etc podem ser solicitados ao autor através de email para joaoluis@cedeplar.ufmg.br.

**Figura 3.3**

**Logaritmo natural da taxa de câmbio (Brasil, pós-metas)**



Os testes ADF, PP e KPSS indicam presença de raiz unitária, enquanto os testes de quebra estrutural acusam estacionariedade. A análise gráfica da série mostra uma grande elevação no ano de 2002 que foi percebida como quebra estrutural levando à conclusão de estacionariedade da série. Diante do impasse faz-se a análise do teste de quebra estrutural endógena. Tal teste sugeriu a estacionariedade da série, e assim, optou-se por classificá-la como estacionária,  $I(0)$ . As séries classificadas como  $I(1)$  segundo o método adotado serão diferenciadas uma vez para estimação do modelo VAR, apesar das limitações implicadas por tal procedimento<sup>72</sup>. Caso todas as séries possuam a mesma ordem de integração, estima-se com as variáveis em nível, como no exemplo canadense após a adoção do regime de metas, onde todas as séries são integradas de ordem um,  $I(1)$ .

---

<sup>72</sup> GUJARATI (2000, p. 731 e 755) menciona que autores “entusiastas” do VAR acreditam que a diferenciação das variáveis não-estacionárias pode eliminar a relação existente entre as mesmas, sugerindo, portanto, trabalhar com séries em nível, mesmo quando as séries são integradas de ordem superior a zero.

**Tabela 3.10****Testes de Raiz Unitária - Chile**

Resultados								
Variável	Período	ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras	Consenso	Conclusão
Juros	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)
Logcambio	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	não	I(1)
Hiato	Antes	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	não	I(1)
Logipc	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)
Logjuros	Pós	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Logcambio	Pós	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	não	I(0)
Hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	não	I(1)
Logipc	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.11****Testes de Raiz Unitária - México**

Resultados								
Variável	Período	ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras	Consenso	Conclusão
Juros	Antes	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	não	I(0)
Logcambio	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)
Hiato	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)
Logipc	Antes	I(1)	I(2)	I(1)	I(1)	I(0)	não	I(0)
Logjuros	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)
Logcambio	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)
Hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)
Logipc	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	não	I(1)

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.12****Testes de Raiz Unitária - Canadá**

Resultados								
Variável	Período	ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras	Consenso	Conclusão
Logjuros	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	não	I(0)
Logcambio	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)
Hiatosa	Antes	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	não	I(1)
Logipc	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	não	I(0)
Logjuros	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)
Logcambio	Pós	I(1)	I(1)	I(2)	I(1)	I(1)	não	I(1)
Hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	não	I(1)
Logipc	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	não	I(1)

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.13****Testes de Raiz Unitária – Reino Unido**

Variável	Período	Resultados						Consenso	Conclusão
		ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras			
Juros	Antes	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(1)	não	I(1)	
Cambio	Antes	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	não	I(1)	
Hiato	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)	
Logipc	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	não	I(0)	
juros	Pós	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	não	I(1)	
logcambio	Pós	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	I(1)	não	I(1)	
hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)	
logipc	Pós	I(0)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	não	I(1)	

Fonte: Elaboração própria

**Tabela 3.14****Testes de Raiz Unitária - Suécia**

Variável	Período	Resultados						Consenso	Conclusão
		ADF	PP	KPSS	Uma Quebra	Duas Quebras			
juros	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	não	I(0)	
cambio	Antes	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	não	I(0)	
hiato	Antes	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	não	I(1)	
logipc	Antes	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)	
logjuros	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)	I(1)	não	I(1)	
cambio	Pós	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	sim	I(1)	
hiato	Pós	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	sim	I(0)	
logipc	Pós	I(2)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	não	I(1)	

Fonte: Elaboração própria

**3.3.2 – Funções de Impulso-Resposta e Decomposição da Variância**

Conforme mencionado na parte metodológica, seção 3.1.3, a ordem de defasagem dos modelos VAR é definida segundo os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). A tabela 3.15 apresenta os resultados com o número sugerido de defasagens para cada estimação efetuada:

**Tabela 3.15**  
**Seleção da Defasagem do VAR**

Período	País	AIC	SC
Antes Metas	Brasil	5	2
Antes Metas	Canadá	1	1
Antes Metas	Chile	2	1
Antes Metas	México	4	1
Antes Metas	Reino Unido	5	1
Antes Metas	Suécia	2	1
Pós Metas	Brasil	2	2
Pós Metas	Canadá	1	1
Pós Metas	Chile	2	1
Pós Metas	México	1	0
Pós Metas	Reino Unido	5	0
Pós Metas	Suécia	1	1

Obs: Defasagem máxima incluída igual a 5.

Fonte: Elaboração própria

A regra de decisão adotada diante da divergência entre os critérios é o critério de Schwarz, pois na maioria dos casos resultou menor número de defasagens, ocasionando menor perda de graus de liberdade.

O resultado dos testes LM para aferição de autocorrelação serial baseados no multiplicador de Lagrange encontram-se a seguir<sup>73</sup> (tabela 3.16):

**Tabela 3.16**  
**Teste de autocorrelação LM**

País	Período	Estatística LM	Lag	Prob.	Rejeita Ho*
Brasil	Antes das Metas	18.89616	2	0.2741	Não
Brasil	Após as Metas	22.02491	2	0.1424	Não
Canadá	Antes das Metas	24.46853	1	0.0798	Não
Canadá	Após as Metas	26.83478	1	0.0434	Sim
Chile	Antes das Metas	52.24358	1	0	Sim
Chile	Após as Metas	50.70347	1	0	Sim
México	Antes das Metas	48.81786	1	0	Sim
México	Após as Metas	12.85427	1	0.6834	Não
Reino Unido	Antes das Metas	21.52531	1	0.1592	Não
Reino Unido	Após as Metas	56.84734	1	0	Sim
Suécia	Antes das Metas	43.65032	1	0.0002	Sim
Suécia	Após as Metas	21.34246	1	0.1657	Não

\* Hipótese nula: não correlação serial

Fonte: Elaboração própria

<sup>73</sup> Segundo a ajuda do Eviews, o teste LM utiliza a estatística multivariada LM para correlação serial dos resíduos até a ordem indicada. A estatística de teste para a ordem de defasagem (h) é gerada pela estimação de uma regressão auxiliar dos resíduos ( $u_t$ ) contra as variáveis independentes originais e os resíduos defasados ( $u_{t-h}$ ), onde os primeiros h valores ausentes dos resíduos  $u_{t-h}$  são preenchidos com zeros. A estatística LM é uma estatística  $\chi^2$  (qui-quadrado) distribuída assintoticamente com  $k^2$  graus de liberdade e assume a hipótese nula de não autocorrelação serial de ordem h.



A presença de autocorrelação dos resíduos, segundo GUJARATI (2000, p. 409-412), faz com que os estimadores deixem de ser eficientes (variância mínima). Apesar disso continuam a ser lineares e não-viesados. O fato de se estimar via MQO desconsiderando autocorrelação leva a subestimação da variância dos resíduos, conseqüentemente superestimação do  $R^2$ . Além disso, a autocorrelação fará com que os testes de significância  $t$  e  $F$  não sejam mais válidos.

O teste ADF para detecção de raiz unitária tem a vantagem sobre o teste DF, pois permite que os erros sejam autocorrelacionados.

Conforme mencionado na seção 3.1.3, a ordenação das variáveis em um modelo VAR possui grande importância, à medida que afeta os resultados alcançados pela função impulso-resposta e pela decomposição da variância dos erros de previsão, pois interfere nos parâmetros que definirão a decomposição de Cholesky. Em função disso, o trabalho utiliza o Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald para exogeneidade em bloco de forma a definir um ordenamento recomendado. O procedimento testa a causalidade entre duas variáveis no sentido de Granger e testa se uma variável endógena pode ser considerada como mais ou menos exógena. Para cada equação no VAR, o resultado apresenta uma estatística de Wald ( $\chi^2$ ) para a significância conjunta de cada uma das outras variáveis defasadas da equação. Apresenta-se a seguir a estatística para significância conjunta de todas as outras variáveis endógenas defasadas na equação, critério necessário para definição da ordenação<sup>74</sup> (tabela 3.17).

---

<sup>74</sup> As tabelas completas podem ser solicitadas ao autor através de email para joaoluis@cedeplar.ufmg.br.

**Tabela 3.17**  
**Teste de Causalidade de Granger/Teste de Wald de Exogeneidade em Bloco**

<b>País</b>	<b>Período</b>	<b>Variável</b>	<b>Qui-quadrado Total</b>	<b>Probabilidade</b>	<b>Nº Obs</b>
Brasil	Antes das Metas	DIPCA	9.352	0.155	57
Brasil	Antes das Metas	HIATO	9.598	0.143	57
Brasil	Antes das Metas	LOGSELIC	10.230	0.115	57
Brasil	Antes das Metas	LOGCAMBIO	35.293	0.000	57
Brasil	Pós Metas	HIATO	3.040	0.804	73
Brasil	Pós Metas	LOGCAMBIO	4.138	0.658	73
Brasil	Pós Metas	SELIC	17.867	0.007	73
Brasil	Pós Metas	IPCA	27.427	0.000	73
Canadá	Antes das Metas	LOGIPC	0.566	0.904	58
Canadá	Antes das Metas	DHIATOSA	0.916	0.822	58
Canadá	Antes das Metas	LOGJUROS	13.999	0.003	58
Canadá	Antes das Metas	LOGCAMBIO	15.154	0.002	58
Canadá	Pós Metas	HIATO	0.282	0.963	166
Canadá	Pós Metas	LOGIPC	4.730	0.193	166
Canadá	Pós Metas	LOGCAMBIO	10.452	0.015	166
Canadá	Pós Metas	LOGJUROS	19.225	0.000	166
Chile	Antes das Metas	DHIATO	0.463	0.927	54
Chile	Antes das Metas	DLOGIPC	3.165	0.367	54
Chile	Antes das Metas	DLOGCAMBIO	6.670	0.083	54
Chile	Antes das Metas	JUROS	367.870	0.000	54
Chile	Pós Metas	DHIATO	1.422	0.700	63
Chile	Pós Metas	LOGCAMBIO	2.008	0.571	63
Chile	Pós Metas	LOGIPC	2.176	0.537	63
Chile	Pós Metas	LOGJUROS	22.838	0.000	63
México	Antes das Metas	DLOGCAMBIO	8.722	0.033	58
México	Antes das Metas	JUROS	13.073	0.005	58
México	Antes das Metas	HIATO	24.450	0.000	58
México	Antes das Metas	LOGIPC	115.599	0.000	58
México	Pós Metas	DLOGIPC	0.830	0.842	70
México	Pós Metas	HIATO	3.018	0.389	70
México	Pós Metas	DLOGCAMBIO	3.327	0.344	70
México	Pós Metas	DLOGJUROS	4.698	0.195	70
Reino Unido	Antes das Metas	HIATO	0.226	0.973	59
Reino Unido	Antes das Metas	DCAMBIO	7.115	0.068	59
Reino Unido	Antes das Metas	DJUROS	8.266	0.041	59
Reino Unido	Antes das Metas	LOGIPC	11.308	0.010	59
Reino Unido	Pós Metas	DJUROS	5.366	0.147	150
Reino Unido	Pós Metas	DLOGCAMBIO	9.236	0.026	150
Reino Unido	Pós Metas	DLOGIPC	10.341	0.016	150
Reino Unido	Pós Metas	HIATO	15.083	0.002	150
Suécia	Antes das Metas	DLOGIPC	1.967	0.579	59
Suécia	Antes das Metas	CAMBIO	2.149	0.542	59
Suécia	Antes das Metas	DHIATO	3.194	0.363	59
Suécia	Antes das Metas	JUROS	10.311	0.016	59
Suécia	Pós Metas	HIATO	2.168	0.538	129
Suécia	Pós Metas	DLOGJUROS	3.573	0.312	129
Suécia	Pós Metas	DCAMBIO	3.584	0.310	129
Suécia	Pós Metas	DLOGIPC	4.599	0.204	129

Fonte: Elaboração própria

O teste para ordenação das variáveis parte da estatística Qui-Quadrado e ordena as variáveis das mais exógenas (menores valores da estatística) para as mais endógenas. De acordo com esse processo, o caso brasileiro anterior ao regime de metas de inflação deve ser ordenado seguindo DIPCA (9.352), HIATO (9.598), LOGSELIC (10.230) e LOGCAMBIO (35.293). A interpretação oriunda dessa forma de ordenação é que o índice de preços não responde contemporaneamente às inovações nas demais variáveis, tendo em vista que a variável DIPCA é, segundo a ordenação indicada, a série mais exógena do modelo. A variável principal para o presente trabalho, LOGSELIC, é impactada contemporaneamente pelo hiato e pelo índice de preços, porém, não é pelo câmbio.

A ordenação sugerida para o período brasileiro posterior à adoção do regime de metas é a seguinte: HIATO, LOGCAMBIO, SELIC, IPCA. Essa forma de hierarquizar as variáveis segundo critério crescente de endogeneidade revela que o hiato não responde contemporaneamente a variações nas demais variáveis, enquanto o IPCA passa a ser afetado imediatamente por todas as demais variáveis. Nossa variável de interesse, SELIC, passa a ser afetada contemporaneamente pelo câmbio e deixa de sê-lo pelo índice de preços, fato que não ocorria antes da adoção do regime de metas de inflação.

Os dois parágrafos acima constituem argumento a favor da perda de autonomia de política monetária após a adoção do regime de metas de inflação para o caso brasileiro, pois a adoção do supracitado regime levou a taxa de juros a responder mais prontamente aos movimentos da variável câmbio, representante do cenário externo. Ao mesmo tempo passou a responder a variações no índice de preços e no hiato, representantes do cenário interno de forma mais defasada.

O mesmo fenômeno se apresenta para o caso canadense. Antes da adoção do regime de metas de inflação a ordenação segundo o critério crescente de endogeneidade é a seguinte: LOGIPC, DHIATOSA, LOGJUROS e LOGCAMBIO. Ou seja, a variável de interesse, taxa de juros, responde contemporaneamente ao hiato e ao índice de preços, porém não responde imediatamente a variações na taxa de câmbio.

Após a adoção do regime de metas a ordenação é a seguinte: HIATO, LOGIPC, LOGCAMBIO e LOGJUROS. Observe que a taxa de juros, representada por LOGJUROS, responde contemporaneamente a movimentos da variável de cenário externo LOGCAMBIO, respondendo apenas defasadamente a variações no índice de preços e no hiato do produto.

O caso chileno antes da adoção do regime de metas demonstra que a taxa de juros reage contemporaneamente a todas as variáveis, fato que se mantém após a adoção da referido regime.

Já o México possui a seguinte ordenação no período anterior às metas de inflação: DLOGCAMBIO, JUROS, HIATO e LOGIPC e no período posterior: DLOGIPC, HIATO, DLOGCAMBIO E DLOGJUROS. No segundo período a taxa de juros continua a responder contemporaneamente e imediatamente às variações no câmbio.

O caso mexicano mostra que a taxa de juros passa a responder a variações no cenário interno, representadas por hiato e ipc, de maneira defasada, porém mantém sua relação de contemporaneidade com a taxa de câmbio, demonstrando que câmbio, mesmo após o regime de metas de inflação, constitui um importante elemento na determinação da taxa de juros.

A ordenação de variáveis para o Reino Unido evidencia uma diminuição de influência das variáveis sobre a variável de juros em termos de respostas temporais, dado que a taxa de juros torna-se a variável mais exógena da ordenação, após as metas de inflação. Mesmo assim a variável mais próxima da taxa de juros continua sendo a taxa de câmbio.

No caso sueco há indício de ganho de autonomia de política monetária no curto prazo, como sugere a teoria apresentada, pois a taxa de juros, considerada a mais endógena das variáveis antes da adoção do regime de metas, passa a responder contemporaneamente somente ao hiato do produto, representante do cenário interno. Esse fato pode ser melhor esclarecido caso se investigue o impacto da pressão de demanda sobre a inflação, vis-à-vis a pressão de oferta (câmbio); o resultado sugere que as pressões internas possuem maior influência, fato típico de um país desenvolvido.

Para facilitar a interpretação dos coeficientes individuais oriundos da estimação do modelo VAR, utiliza-se a função de impulso-resposta. Tal função quantifica a resposta da variável dependente do sistema VAR, no caso taxa de juros, a choques (inovações) no termo de erro,  $\mu_t$ , na equação 3.38.

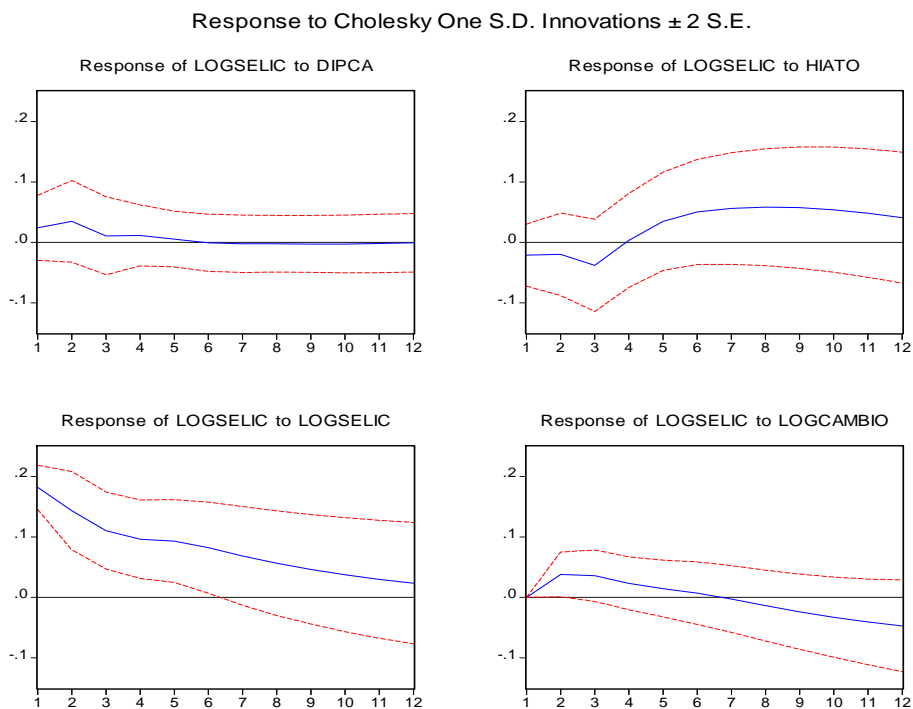
Caso  $\mu_t$ , na equação 3.38 varie um desvio padrão, haverá alteração nos valores corrente e futuro de  $i_t$ , porém como  $i_t$  afeta as demais variáveis do sistema, essa alteração nos resíduos vai produzir alterações nas demais variáveis que interferirão novamente na variável  $i_t$ , sendo possível quantificar os efeitos dessas variáveis independentes sobre a taxa de juros.

A seguir são apresentados os resultados das funções impulso-resposta, antes e após o regime de metas de inflação. A linha contínua representa a função impulso-resposta, enquanto as linhas pontilhadas representam o intervalo de  $\pm 2$  desvios-padrão. Os desvios-padrão foram gerados por meio de simulação de Monte Carlo com 1000 repetições. A intuição dessa ferramenta é que qualquer resposta que leve o intervalo de confiança de  $\pm 2$  desvios-padrão a se afastar do valor zero representa uma resposta significativa da variável a alterações na outra variável independente contemplada.

### 3.3.2.1 – Brasil

A análise da função impulso-resposta para o caso brasileiro antes das metas de inflação mostra que a taxa de juros respondia de maneira significativa a variações em si própria durante seis períodos e variações na taxa de câmbio durante dois períodos. A figura 3.4.1 revela uma inércia da taxa de juros devido à dificuldade de amortecimento, enquanto sinaliza a necessidade de elevação de juros para conter o aumento da taxa de câmbio, assim como hiato do produto.

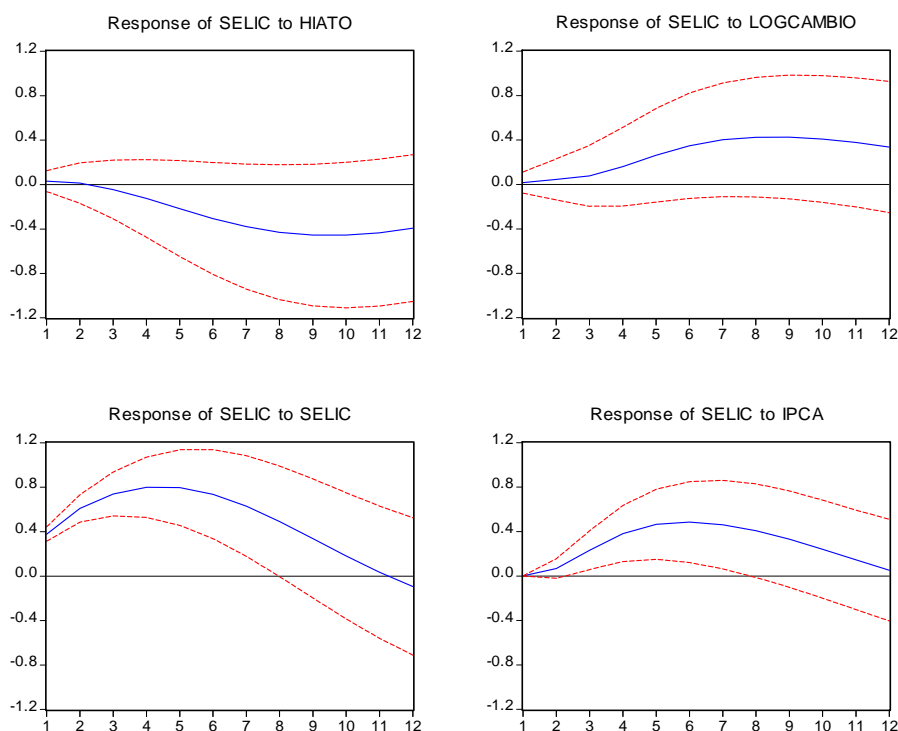
**Figura 3.4.1**  
**Resposta do Logselic antes das metas (Brasil)**



**Figura 3.4.2**

**Resposta da selic após as metas (Brasil)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



No período após as metas de inflação a taxa de juros responde significativamente a ela mesma durante oito períodos e a variações na inflação (IPCA) durante sete períodos. O caráter inercial da taxa de juros se mantém e esta passa a responder de maneira positiva a aumentos na inflação, de forma a debelar pressões oriundas do lado da demanda.

A resposta significativa da taxa de juros à inflação pode ser decorrência não da adoção do regime de metas de inflação, e sim da mudança do regime cambial de fixo para flutuante cerca de seis meses antes. A mudança de regime cambial de fixo para flutuante tende a elevar autonomia de política monetária, pois o câmbio flutua de modo a equilibrar o balanço de pagamentos não necessitando de alterações na taxa de juros diante de problemas externos.

Esse comportamento de resposta positiva dos juros a elevações na inflação não necessariamente garante que se ataca o ponto correto. Tal inflação pode ser advinda do lado da oferta, uma depreciação cambial, e tratada como pressão de demanda, o que deprime a economia desnecessariamente. Esse debate sobre a causa da inflação brasileira, se de demanda ou de custos, encontra-se relatado em GOMES e AIDAR (2005) e SICSÚ (2002).

Outro fato marcante oriundo da análise das figuras anteriores se refere à influência positiva da taxa de câmbio na definição da taxa de juros após o regime de metas de inflação. Enquanto no primeiro período as variações cambiais não geravam movimentos duradouros sobre a taxa de juros, no segundo período a variação na taxa de câmbio gera uma alta perene nas taxas de juros, apesar de não significativa. Tal fato evoca a conclusão de que o país passou a olhar mais o lado externo da economia sugerindo perda de autonomia de política monetária.

A análise das funções impulso-resposta leva a um resultado inconclusivo quanto à perda ou ganho de autonomia de política monetária, pois simultaneamente a um aumento de sensibilidade da taxa de juros em relação à taxa de câmbio, evidencia-se que a taxa de juros passa a ser mais influenciada pela inflação.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão permite quantificar qual o peso de cada variável independente na determinação da variância do erro de previsão da variável dependente ao longo do tempo e é apresentada a seguir (tabela 3.18.1).

A decomposição da variância indica que grande parte da variação no logaritmo natural da selic se dá, primeiramente, em função de choques em si própria, seguido de choques no hiato do produto (16,55%) e na taxa de câmbio (6,71%), antes da adoção do regime de metas. No primeiro período 97% da variação na selic é resultado de choques próprios, o que sugere alta inércia da taxa de juros. Esta participação se reduz gradativamente até chegar a 75,23% após doze períodos.

**Tabela 3.18.1**  
**Decomposição da Variância do Logselic – Antes Metas Brasil**

Período	Erro-Padrão	DIPCA	HIATO	LOGSELIC	LOGCAMBIO
1	0.416652	1.68	1.32	97.00*	0.00
2	0.433013	3.07*	1.47	92.96	2.50
3	0.446032	2.59	3.16	90.51	3.74
4	0.452909	2.44	2.79	90.83	3.94
5	0.455281	2.20	3.78	90.28	3.74
6	0.456017	2.00	5.90	88.65	3.45
7	0.456743	1.87	8.33	86.59	3.21
8	0.457383	1.76	10.74	84.32	3.18
9	0.45782	1.68	12.90	81.93	3.49
10	0.458123	1.62	14.63	79.58	4.18
11	0.458366	1.56	15.84	77.33	5.27
12	0.458573	1.51	16.55*	75.23	6.71*

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

No período posterior à adoção do regime de metas de inflação observa-se que o declínio da influência da selic sobre si própria ao longo do tempo aumenta, reduzindo de 99,22% para 50,19%, fazendo com que a taxa de juros passe a responder mais às pressões de oferta e demanda, em especial à última. A variável que, após o regime de metas, passa a ter relativa importância na determinação da taxa de juros é a taxa de inflação (IPCA) que chega a representar 18,45% das variações nos juros, corroborando o resultado da função impulso-resposta. Da mesma forma o hiato do produto continua a representar cerca de 17% da variação na taxa de juros após 12 períodos (tabela 3.18.2).

**Tabela 3.18.2**  
**Decomposição da Variância da Selic – Pós Metas Brasil**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>HIATO</b>	<b>LOGCAMBIO</b>	<b>SELIC</b>	<b>IPCA</b>
1.00	1887.10	0.62	0.16	99.22*	0.00
2.00	2290.41	0.20	0.41	98.54	0.85
3.00	2502.82	0.28	0.70	93.90	5.12
4.00	2621.95	0.98	1.69	86.91	10.42
5.00	2693.19	2.29	3.48	79.86	14.38
6.00	2737.96	4.12	5.68	73.46	16.74
7.00	2767.83	6.34	7.93	67.76	17.97
8.00	2789.68	8.78	10.06	62.72	18.45*
9.00	2807.68	11.27	11.98	58.36	18.39
10.00	2824.21	13.61	13.63	54.78	17.97
11.00	2840.48	15.62	14.97	52.05	17.36
12.00	2856.96	17.15*	15.94*	50.19	16.73

\* indica valores máximos

Fonte: elaboração própria

Ao mesmo tempo que o lado interno ganha importância, o lado externo também passa a ter influência mais significativa na determinação da taxa de juros. A importância do câmbio sobre a taxa de juros após a adoção do regime de metas de inflação aumenta ao longo dos doze meses e torna-se maior em sua determinação no período posterior ao regime de metas se comparado ao regime precedente, passando de 6,71% para 15,94%, embora não supere a influência do IPCA.

A análise da decomposição da variância sugere que o resultado da autonomia da política monetária advindo da utilização do regime de metas de inflação reduziu-se um pouco. Ao mesmo tempo que se observa maior sensibilidade da taxa de juros aos indicadores do lado interno da economia (inflação e hiato), aquela passa a responder à taxa de câmbio com sensibilidade semelhante, sinal de que o lado externo da economia cresce em importância no momento de se determinar taxa de juros, especialmente após a adoção do regime de metas de inflação.

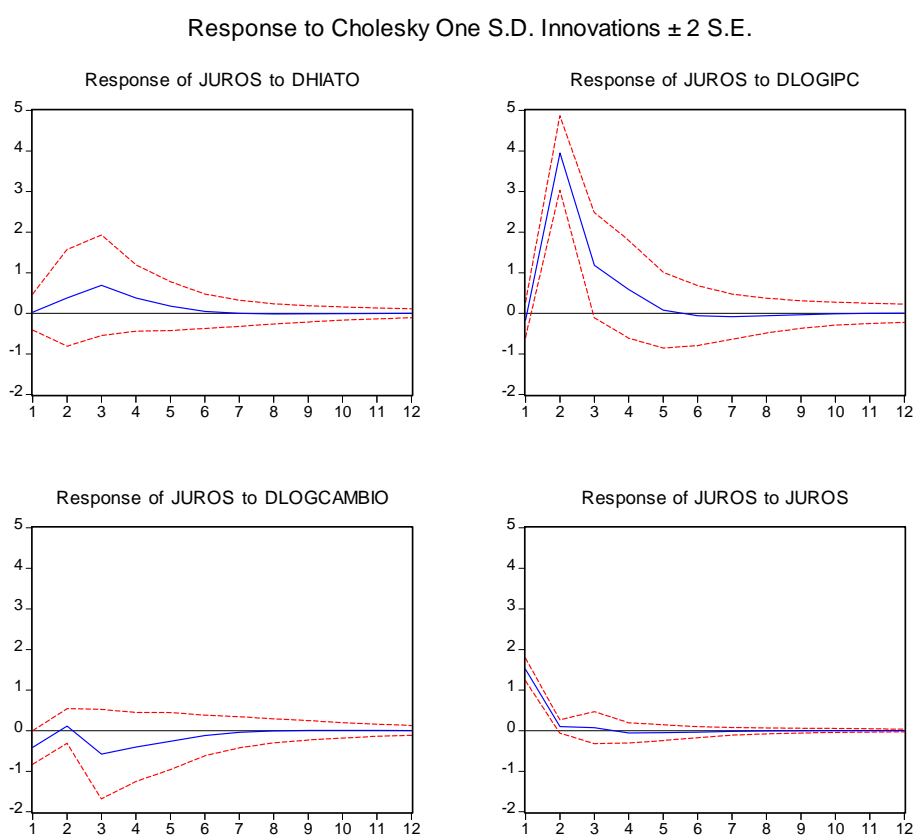


O resultado corrobora aquele alcançado por FERREIRA (2004) e mostra que o regime de metas de inflação possui uma grande influência da taxa de câmbio, resultado de um significativo *pass - through*, medo de flutuar e vulnerabilidade externa. A manifestação visível dessa importância são as constantes intervenções da autoridade monetária, Banco Central do Brasil, com fins de conter tanto depreciações quanto apreciações da taxa de câmbio.

### 3.3.2.2 – Chile

A análise da função impulso-resposta para o caso chileno antes das metas de inflação mostra que a taxa de juros respondia de maneira significativa a variações em si própria durante dois períodos e variações na taxa de inflação (DLOGIPC) durante três períodos.

**Figura 3.5.1**  
**Resposta dos JUROS antes das metas (Chile)**

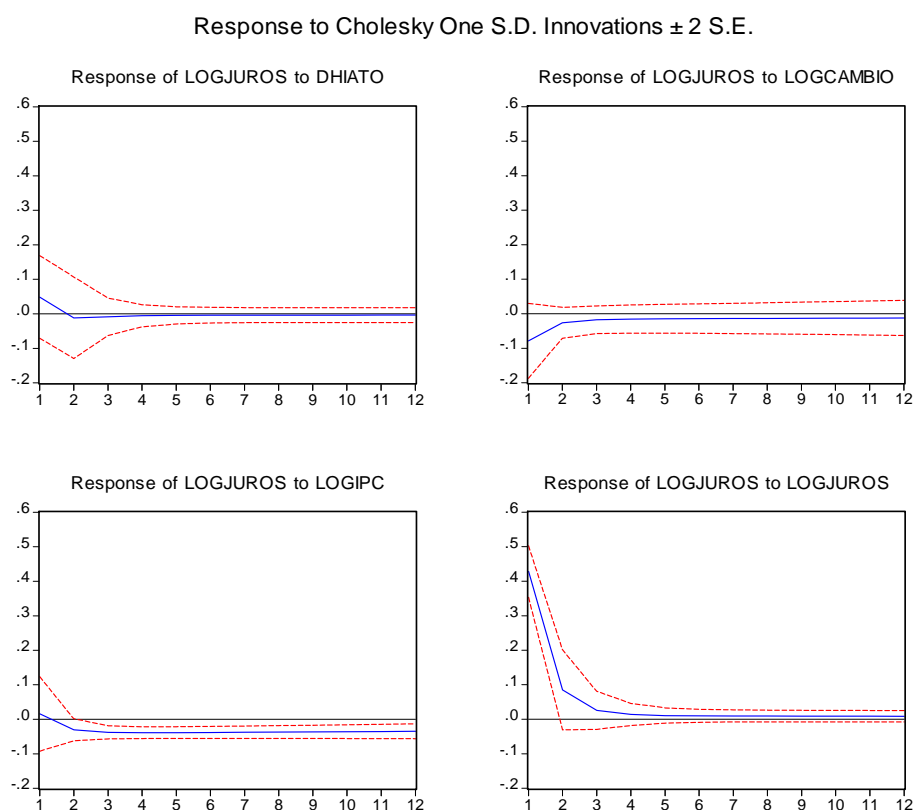


A figura 3.5.1 apresenta um movimento significativo de contenção inflacionária mediante o uso da taxa de juros; um aumento no  $dlogipc$  ocasiona uma alteração na taxa de juros durante dois períodos, seguido de queda brusca no terceiro período e acomodação ao longo do tempo.

Embora não se materialize influência significativa da taxa de câmbio e do hiato do produto sobre os juros, detecta-se presença de inércia na taxa de juros para o período anterior à adoção do regime de metas de inflação durante dois períodos, tempo necessário para a taxa de juros voltar a sua trajetória anterior.

A observação do comportamento da taxa de juros em resposta a oscilações no câmbio revela que a primeira comporta-se de maneira contrasensual, pois diante de depreciações cambiais tende a cair, embora de maneira não significativa.

**Figura 3.5.2**  
**Resposta do Logjuros após as metas (Chile)**



Quando se analisa o período pós-metas de inflação (figura 3.5.2), a taxa de juros responde significativamente a ela mesma durante dois períodos – mantendo a inércia da

taxa de juros - e a variações na inflação (logipc) de maneira mais prolongada, porém de forma divergente da previsão teórica.

Um choque na inflação gera uma queda permanente na taxa de juros que não tende a ser reestabilizada no futuro. Porém ao estimar o mesmo gráfico para um intervalo de trinta períodos observa-se que após vinte e quatro períodos, ou seja, dois anos, há estabilização da taxa de juros em seu nível anterior. O estranho da análise é o fato de um aumento na inflação gerar queda nos juros, mas uma explicação plausível poderia advir do fato do período posterior ao regime de metas presenciar contidos níveis de taxas de inflação, de forma que um aumento de preços não significa grande ameaça à estabilidade econômica.

A taxa de juros responde ao hiato do produto como previsto pela teoria, embora ainda não significativamente, enquanto a resposta aos movimentos da taxa de câmbio caracterizam-se por uma leve queda que tende a se estabilizar ao longo do tempo, talvez em virtude de um possível insignificante contágio da inflação pelo câmbio.

A observação da decomposição da variância dos erros de previsão, apresentada a seguir, possibilita uma análise mais comportamental a respeito da importância das variáveis na determinação da taxa de juros (tabelas 3.19.1 e 3.19.2).

**Tabela 3.19.1**  
**Decomposição da Variância dos juros - Antes Metas Chile**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>DHIATO</b>	<b>DLOGIPC</b>	<b>DLOGCAMBIO</b>	<b>JUROS</b>
1	0.524477	0.03	1.10	6.96*	91.90*
2	0.540669	0.78	85.67*	1.02	12.53
3	0.543123	3.01	83.24	2.55	11.20
4	0.54374	3.59	82.30	3.24	10.87
5	0.543942	3.71	81.92	3.54	10.83
6	0.543985	3.72	81.85	3.61	10.82
7	0.543992	3.72	81.85	3.62	10.82
8	0.543994	3.72	81.85	3.62	10.82
9	0.543995	3.72	81.85	3.62	10.82
10	0.543996	3.72	81.85	3.62	10.82
11	0.543996	3.72	81.85	3.62	10.82
12	0.543996	3.72*	81.85	3.62	10.82

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

No período anterior ao regime de metas observa-se uma abrupta queda da importância da variável juros na determinação de si própria, passando de 91,9% para algo em torno de 11 a 12% ao longo dos 11 meses subsequentes. Exibindo comportamento

inverso, a resposta da taxa de juros à taxa de inflação passa de 1.1% no primeiro para mês para mais de 80% ao longo dos meses seguintes.

Com relação ao câmbio, observa-se uma queda relativa de importância do mesmo ao longo do tempo estabilizando-se em 3,62%, enquanto a resposta variações no hiato do produto cresce ao longo do tempo, embora não ultrapasse 3,72%.

Esse resultado caracteriza uma forte preocupação das autoridades monetárias chilenas quanto a existência de inflação no período anterior à adoção exclusiva das metas de inflação. Lembre-se que desde 1991 o Chile já adotava a sistemática do regime de metas, porém o combate à inflação era feito de maneira gradualista acompanhado de um sistema de câmbio fixo com a presença de bandas cambiais, para evitar os efeitos danosos de grande flutuação da taxa de câmbio.

**Tabela 3.19.2**  
**Decomposição da Variância do Logjuros – Pós Metas Chile**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>DHIATO</b>	<b>LOGCAMBIO</b>	<b>LOGIPC</b>	<b>LOGJUROS</b>
1	0.350778	1.23	3.24	0.13	95.41*
2	0.359825	1.24	3.45	0.58	94.73
3	0.360592	1.27	3.56	1.28	93.89
4	0.360688	1.27	3.64	2.01	93.07
5	0.360724	1.27	3.72	2.72	92.30
6	0.360752	1.27	3.78	3.39	91.55
7	0.360778	1.27*	3.84	4.04	90.85
8	0.360803	1.26	3.90	4.65	90.18
9	0.360826	1.26	3.96	5.24	89.54
10	0.360849	1.26	4.01	5.80	88.93
11	0.36087	1.26	4.05	6.34	88.35
12	0.36089	1.26	4.10*	6.85*	87.80

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

No período posterior à adoção do regime de metas em conjunto com o sistema de câmbio flexível vê-se que a taxa de juros comporta-se de forma altamente inercial, passando a representar mais de 87% da variação em si mesma, enquanto respondia somente por cerca de 12% no período anterior ao regime de metas.

A taxa de inflação, em momento algum, influencia mais que 7% a taxa de juros, enquanto a taxa de câmbio aumenta de forma crescente sua influência sobre a taxa de juros no período posterior à adoção do regime de metas, chegando a 4,10%, enquanto no período anterior ao regime de metas alcançava o percentual de 3,62% após 12 meses.

O hiato do produto diminui sua influência sobre a taxa de juros no período posterior ao regime de metas de inflação quando comparado ao regime anterior, não chegando a ultrapassar o patamar de 1,72%.

Durante o período posterior ao regime de metas no Chile, o elemento característico foi a inércia da taxa de juros, a qual respondeu por mais de 88% da variação em si mesma durante todos os doze meses, sendo que chegou a alcançar a taxa de 95,41% no primeiro mês.

Essa queda significativa da influência da taxa de inflação sobre os juros quando se compara o período posterior ao período anterior ao regime de metas aliada ao aumento da influência da taxa de câmbio constituem evidências favoráveis a hipótese de perda de autonomia de política monetária nos países em desenvolvimento.

O lado externo, representado pela taxa de câmbio, aumentou sua participação na explicação da variação da taxa de juros passando de 3,62% no período anterior ao regime de metas de inflação para 4,1% no período posterior, apesar de não suplantarem a influência do índice de preços ao consumidor.

Como mencionado no capítulo anterior, a autoridade monetária chilena adotou o regime de metas de inflação desde 1991 aliado a um regime cambial limitado por bandas com o propósito de conter a inflação de forma gradual. Somente em 1999, devido à turbulência internacional, esse controle foi abandonado. Diante disso já era esperada um aumento discreto da importância da taxa de câmbio nas variações da taxa de juros, no entanto, o surpreendente foi a diminuição brusca da importância da taxa de inflação na determinação da taxa de juros.

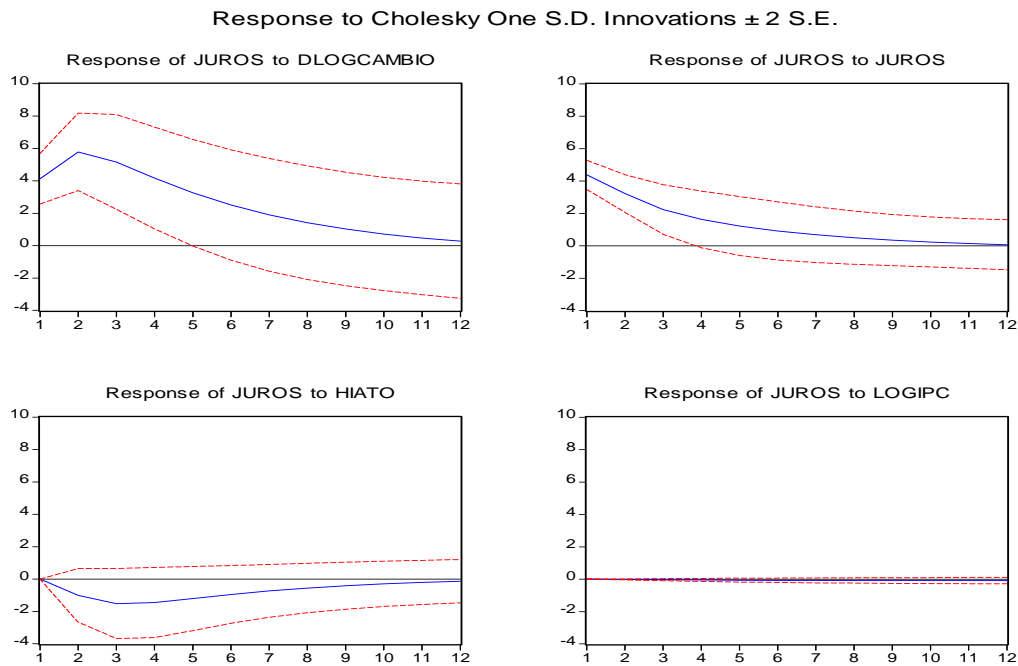
Os resultados sugerem que a inflação deixa de ser o elemento mais importante na variação da taxa de juros e sugerem perda de autonomia da política monetária após a adoção do regime de metas de inflação para este país em desenvolvimento, tese advogada pelo presente trabalho.

### **3.3.2.3 – México**

A observação da função impulso-resposta apresentada a seguir para o caso mexicano anterior ao regime de metas de inflação permite a constatação da influência significativa da taxa de câmbio e da própria taxa de juros sobre si própria, enquanto hiato do produto e taxa de inflação não se revelam significativas (figura 3.6.1).

**Figura 3.6.1**

**Resposta dos JUROS antes das metas (México)**

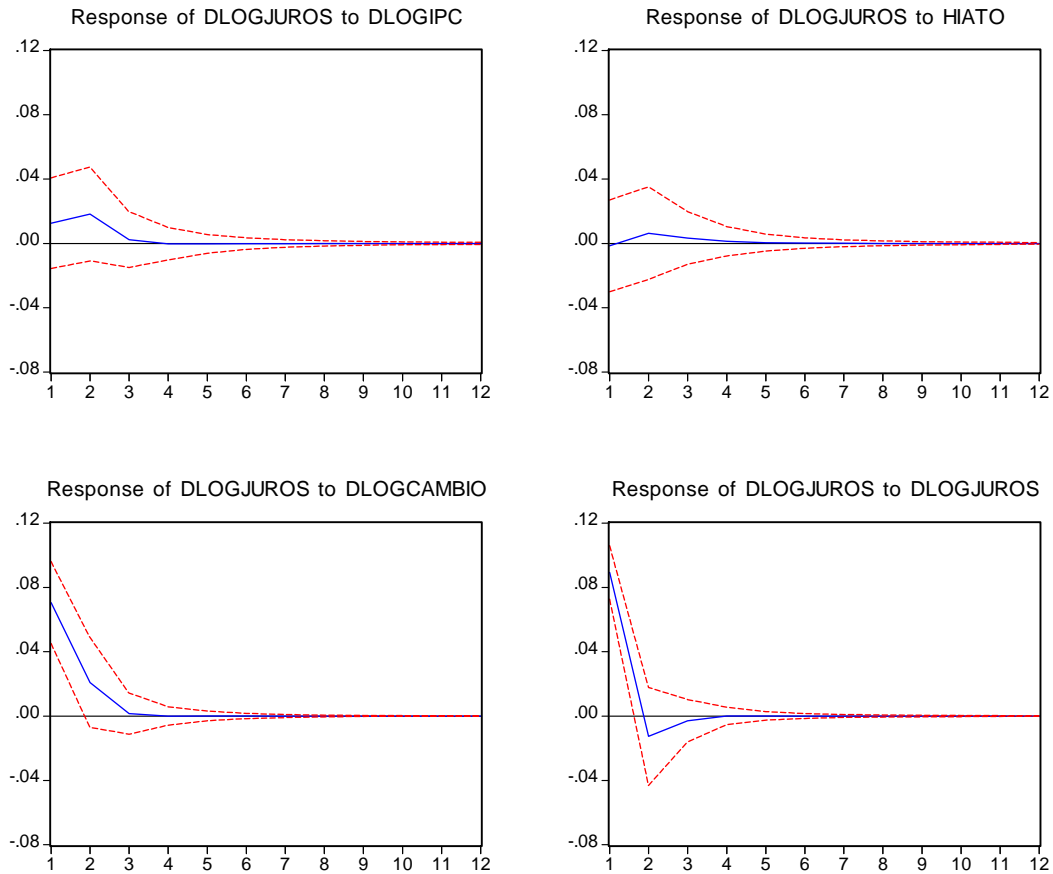


Ao examinar-se a figura 3.6.1 percebe-se que a taxa de juros responde significativamente a variações na taxa de câmbio durante cinco períodos até tornar-se não significativa, e durante quatro períodos para variações na própria taxa de juros.

Isso é reflexo da adoção simultânea do regime de metas de inflação em conjunto com um regime de bandas cambiais com o intuito de conter a inflação de forma gradualista sem que o balanço de pagamentos presenciase grandes variações da taxa de câmbio, o que poderia prejudicar a economia como um todo e atrapalhar o alcance da meta pré-acordada.

**Figura 3.6.2**  
**Resposta do Dlogjuros após as metas (México)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Quando se analisa o período posterior à adoção do regime de metas de inflação observa-se claramente que os grandes responsáveis por variações nas taxas de juros continuam a ser a taxa de câmbio e a própria taxa de juros (figura 3.6.2).

Choque inflacionário, bem como hiato do produto, leva a variações não significativas da taxa de juros, enquanto variações na taxa de juros ou na taxa de câmbio demoram cerca de 2 períodos para se estabilizar.

A análise das funções impulso-resposta não evidencia ganho ou perda de autonomia de política monetária para o caso mexicano advindo da adoção do regime de metas de inflação, pois o impacto da taxa de inflação sobre taxa de juros continua não-significativo enquanto a influência de variações na taxa de câmbio sobre a taxa de juros permanece evidenciada. O que sugere que câmbio continua a desempenhar importante papel antes e após as metas de inflação.

A observação da decomposição da variância dos erros de previsão para o caso mexicano durante o período anterior ao regime de metas de inflação explicita a influência marcante da taxa de juros e da taxa de câmbio sobre as variações da taxa de juros, corroborando o resultado da função impulso-resposta (tabela 3.20.1).

**Tabela 3.20.1**  
**Decomposição da Variância dos juros - Antes Metas México**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>DLOGCAMBIO</b>	<b>JUROS</b>	<b>HIATO</b>	<b>LOGIPC</b>
1	0.054487	47.14	52.86*	0.00	0.00
2	0.056947	62.34	36.42	1.23	0.00
3	0.057487	67.11	30.04	2.85	0.00
4	0.057879	68.96	27.13	3.91	0.00
5	0.058187	69.81	25.68	4.51	0.00
6	0.058407	70.23	24.91	4.85	0.01
7	0.058561	70.46	24.49	5.04	0.01
8	0.058669	70.58	24.26	5.15	0.01
9	0.058745	70.64	24.14	5.20	0.02
10	0.0588	70.67	24.08	5.23	0.02
11	0.05884	70.68*	24.05	5.25	0.03
12	0.05887	70.68	24.04	5.26*	0.03*

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

A taxa de câmbio mostra um comportamento de crescente influência sobre as variações na taxa de juros, passando de 47,14% após o primeiro mês para 70,68% após onze meses, enquanto a taxa de juros apresenta influência decrescente passando de 52,86% após um mês para 24,05% após onze meses.

O hiato do produto exerce sua maior influência sobre a taxa de juros mexicana após 12 meses quando alcança o valor de 5,26%. A taxa de inflação, por sua vez, apresenta comportamento praticamente constante respondendo por 0,03% das variações na taxa de juros após 12 meses.

O exame da decomposição da variância para as variáveis durante o período posterior ao regime de metas de inflação em conjunto com o regime de câmbio flexível evidencia, assim como a função impulso-resposta, que a taxa de câmbio e taxa de juros continuam a ser os grandes determinantes das variações na taxa de juros (tabela 3.20.2).



**Tabela 3.20.2**  
**Decomposição da Variância do Dlogjuros - Pós Metas México**

<b>Período</b>	<b>Erro-Padrão</b>	<b>DLOGIPC</b>	<b>HIATO</b>	<b>DLOGCAMBIO</b>	<b>DLOGJUROS</b>
1	0.003046	1.20	0.02	37.98	60.80*
2	0.0033	3.48	0.30	38.47*	57.74
3	0.003345	3.52*	0.38	38.41	57.69
4	0.003352	3.52	0.39	38.41	57.68
5	0.003354	3.52	0.40*	38.41	57.68
6	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
7	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
8	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
9	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
10	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
11	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68
12	0.003354	3.52	0.40	38.41	57.68

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

A taxa de câmbio responde por cerca de 38% das variações na taxa de juros ao longo de 12 meses de análise enquanto a taxa de juros responde por aproximadamente 58% ao longo do mesmo período.

A influência da taxa de inflação cresce ao longo de doze meses, no entanto não ultrapassa o percentual de 3,52 após 12 meses enquanto o hiato do produto mantém a influência constante de 0,4% durante os doze meses.

Apesar da taxa de inflação aumentar sua influência na determinação da taxa de juros ao passar de 0,03% no período anterior às metas para 3,52% após as metas e o outro representante do lado interno, hiato do produto, reduzir sua participação de 5,26% para 0,4% no período posterior ao regime de metas de inflação, o fato marcante é a influência da taxa de câmbio e da inércia na determinação da taxa de juros, sugerindo que, apesar de preocupar-se um pouco mais com a inflação, o grande objetivo do México é conter a inflação de forma gradual, sem que isso cause uma grande volatilidade cambial aliada a um maior conservadorismo da autoridade monetária representado pelo aumento da inércia da taxa de juros.

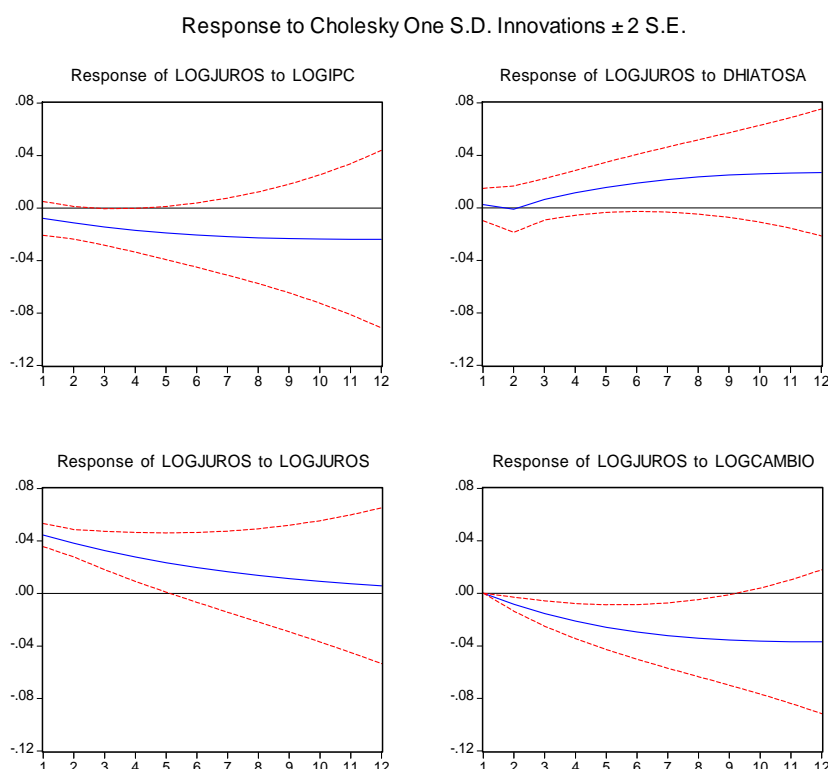
A conclusão a que se chega para a economia mexicana é que as variáveis que influenciavam a taxa de juros não se alteraram profundamente, tendo em vista que o mês considerado como adoção do regime de metas foi fevereiro de 1999. Como a autoridade monetária mexicana amortecia variações cambiais no período anterior a 1999 devido às bandas cambiais, era de se esperar que o câmbio diminuísse sua influência na determinação

da taxa de juros após a flexibilização cambial, mas mesmo assim seu impacto é bem maior que o exercido pela taxa de inflação, até mesmo porque ao se elevar juros para evitar uma depreciação cambial elevada que contamine a inflação devido ao choque de custos, a autoridade monetária acaba por conter também as pressões do lado da demanda.

### 3.3.2.4 – Canadá

Segundo argumento teórico desenvolvido no primeiro capítulo, a conclusão que se espera do Canadá, país desenvolvido, é um significativo ganho de autonomia de política monetária. Abaixo se examina as funções de impulso-resposta e posteriormente a decomposição da variância dos erros de previsão (figura 3.7.1).

**Figura 3.7.1**  
**Resposta do Logjuros antes das metas (Canadá)**



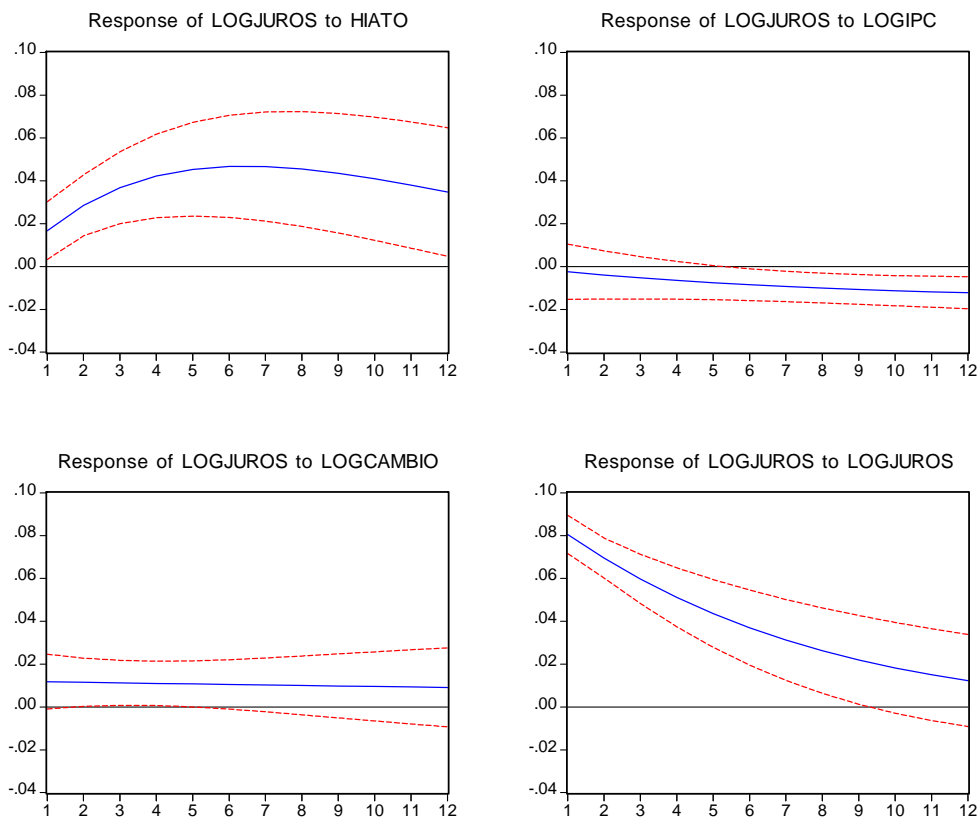
A função impulso-resposta para o caso canadense anterior ao regime de metas de inflação revela significativa influência da inércia na determinação da taxa de juros durante cinco períodos, enquanto o hiato do produto e taxa de inflação revelam-se não significativas.

Taxa de juros comporta-se de forma contrária ao predito pela teoria diante de variações na taxa de câmbio e na taxa de inflação. No caso do câmbio a taxa de juros cai durante nove períodos diante de uma depreciação cambial até se tornar não-significativa. No caso da taxa de inflação há queda não-significativa da taxa de juros diante de choque na taxa de inflação (figura 3.7.1).

Ao se observar a função impulso-resposta para o período posterior ao regime de metas percebe-se que a taxa de juros, diante de choque na taxa de câmbio, comporta-se como previsto pela teoria, embora de maneira não-significativa, e simultaneamente, eleva-se significativamente diante de um choque positivo no hiato do produto, um indicador de pressão de demanda que pode ocasionar inflação (figura 3.7.2).

**Figura 3.7.2**  
**Resposta do logjuros Pós metas (Canadá)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Porém um choque na taxa de inflação produz resultado contraditório ao postulado pela teoria, pois a taxa de juros cai diante de aumento da inflação, assim como no período anterior ao regime de metas de inflação.

Com relação à resposta da taxa de juros a variações em si própria nota-se grande movimento inercial, sinal de conservadorismo da autoridade monetária e estratégia de política monetária gradualista, permitindo assimilação suave da política monetária pelos agentes do mercado.

A comparação das funções impulso-resposta para o período anterior e posterior às metas de inflação revela ganho de autonomia de política monetária, corroborando a tese do presente trabalho, especialmente devido à preocupação com o hiato do produto como um possível gerador de pressões inflacionárias pelo lado da demanda.

Uma possível interpretação do presente resultado pode evocar a preocupação do governo canadense com a inflação sobre seu aspecto fundamental, sua fonte. Como o país possui sólido balanço de pagamentos e alto dinamismo, acaba revelando pequena fragilidade externa fazendo com que flutuação cambial não tenha tanta importância sobre a inflação. Em virtude disto, o possível causador de inflação é o hiato do produto e é nele que a autoridade canadense fixa sua atenção após a adoção do regime de metas, como virá a confirmar a seguir a análise da decomposição da variância dos erros de previsão.

A tabela 3.21.1 mostra grande influência dos elementos inercial e externo na variação da taxa de juros para o caso canadense antes das metas de inflação.

**Tabela 3.21.1**  
**Decomposição da Variância do Logjuros - Antes Metas Canadá**

Período	Erro-padrão	LOGIPC	DHIATOSA	LOGJUROS	LOGCAMBIO
1	0.0039	3.15	0.29	96.56*	0.00
2	0.0056	5.21	0.19	92.70	1.90
3	0.0069	7.70	0.90	85.47	5.93
4	0.0081	10.11	2.55	76.24	11.09
5	0.0091	12.19	4.78	66.57	16.46
6	0.0101	13.86	7.18	57.54	21.42
7	0.0110	15.15	9.47	49.68	25.70
8	0.0119	16.12	11.54	43.08	29.26
9	0.0128	16.86	13.34	37.66	32.15
10	0.0137	17.41	14.87	33.24	34.48
11	0.0145	17.85	16.17	29.64	36.34
12	0.0154	18.19*	17.27*	26.71	37.83*

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

Quando se analisa a decomposição da variância dos erros de previsão para o caso canadense anterior à adoção do regime de metas observa-se grande influência da inércia da taxa de juros, apesar de decrescer de 96,56% no primeiro mês para 26,71% no décimo segundo mês. Depois da inércia, a segunda variável mais influente é a taxa de câmbio

responsável por 37,83% da variação na taxa de juros após 12 meses. A taxa de inflação e hiato do produto têm sua importância aumentada ao longo do tempo, mas não ultrapassam, após 12 meses, os valores de 18,19% e 17,27% respectivamente.

A compreensão da decomposição da variância para o caso canadense após as metas de inflação revela um resultado bem diferente do período anteriormente analisado (tabela 3.21.2).

**Tabela 3.21.2**  
**Decomposição da Variância do logjuros - Pós Metas Canadá**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>HIATO</b>	<b>LOGIPC</b>	<b>LOGCAMBIO</b>	<b>LOGJUROS</b>
1	0.72	4.06	0.09	2.02	93.83*
2	0.96	8.61	0.17	2.15	89.08
3	1.11	13.77	0.28	2.24	83.71
4	1.22	18.94	0.41	2.33	78.33
5	1.29	23.76	0.56	2.40	73.28
6	1.34	28.05	0.73	2.47	68.75
7	1.38	31.74	0.92	2.53	64.81
8	1.41	34.83	1.12	2.60	61.44
9	1.43	37.37	1.34	2.68	58.61
10	1.44	39.41	1.58	2.76	56.25
11	1.45	41.02	1.83	2.84	54.31
12	1.46	42.26*	2.10*	2.92*	52.71

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

Apesar da inércia da taxa de juros continuar marcante, perfazendo mais de 50% de influência ao longo dos 12 meses, o impacto das variações da taxa de inflação e da taxa de câmbio tornam-se pífios, chegando a 2,1% e 2,92% respectivamente.

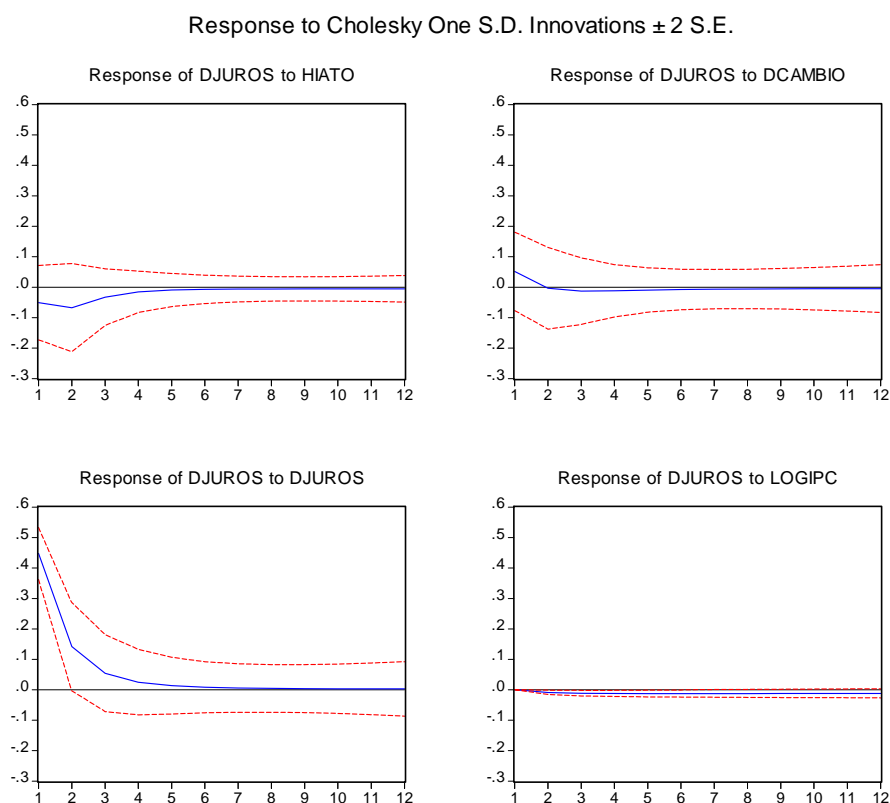
O destaque foi o aumento da influência do hiato do produto, que no período anterior as metas representava no máximo 17,27% e no período após a adoção das metas de inflação alcança o valor de 42,26% decorridos doze meses.

O resultado da decomposição da variância dos erros de previsão corrobora aquele obtido quando da análise das funções impulso-resposta e evidencia que, após a adoção do regime de metas de inflação, o Canadá presenciou significativo ganho de autonomia de política monetária, representado pela preocupação crescente com o hiato do produto como gerador de pressão inflacionária pelo lado da demanda, ao mesmo tempo que a taxa de câmbio reduziu sua influência significativamente passando de 37,83% antes das metas para 2,92% após a adoção do regime de metas de inflação.

### 3.3.2.5 – Reino Unido

A análise das funções impulso-resposta é apresentada a seguir (figuras 3.8.1 e 3.8.2):

**Figura 3.8.1**  
**Resposta do Djuros antes das metas (Reino Unido)**



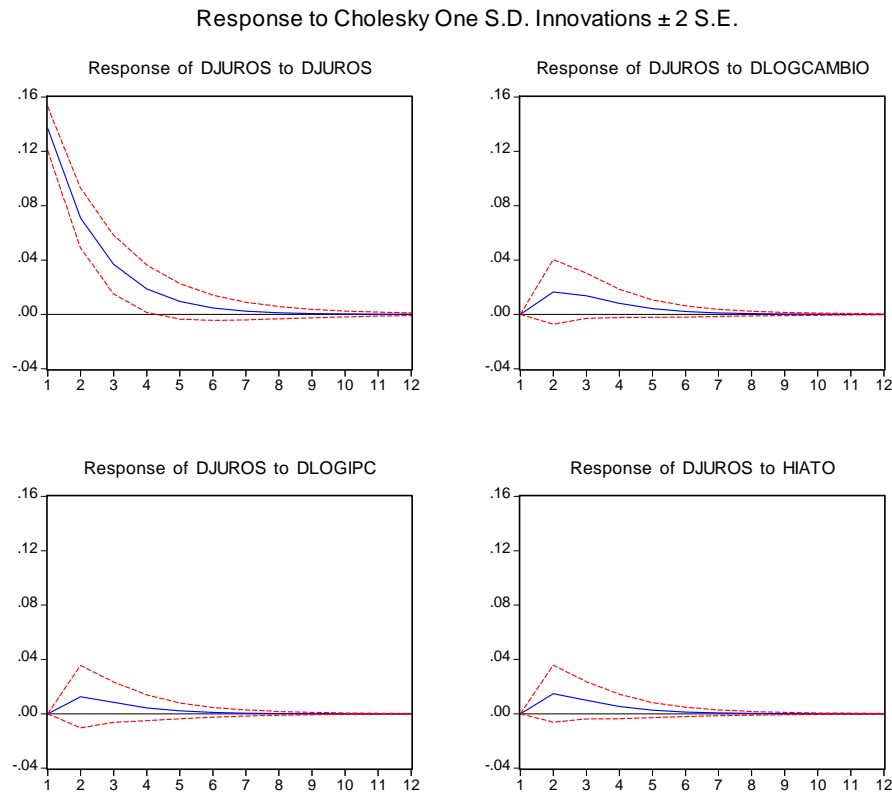
Observa-se uma significativa resposta da taxa de juros a variações em si própria durante dois períodos e resposta não-significativa para variações nas demais variáveis.

A resposta da taxa de juros a variações na taxa de inflação e no hiato do produto, apesar de não-significativa, revela-se contraditória ao postulado pela teoria, na medida em que aumentos das últimas ocasionam queda na taxa de juros.

A análise das funções impulso-resposta para o período posterior às metas de inflação revela comportamento previsto pela teoria e aumento da inércia da taxa de juros, que demora quatro períodos para estabilizar-se e tornar-se não-significativa (figura 3.8.2). Variações na taxa de crescimento dos preços e no hiato do produto geram aumento não-

significativo na taxa de juros, fato não evidenciado no período anterior, e por isso, argumento a favor do ganho de autonomia de política monetária.

**Figura 3.8.2**  
**Resposta do Djuros Pós metas (Reino Unido)**



A taxa de juros responde a movimentos na taxa de câmbio, embora de forma não-significativa, de acordo com a previsão teórica tanto no período anterior quanto posterior à adoção do regime de metas de inflação.

A decomposição da variância dos erros de previsão para o caso britânico antes do regime de metas (tabela 3.22.1) aponta grande influência da inércia da taxa de juros que responde por mais de 94,24% ao longo de todo o período de estudo, e pequena influência das demais variáveis, chegando o hiato do produto a representar 3,7% após 12 meses, o câmbio 1,41% e a taxa de inflação (Logipc) 0,65%.

**Tabela 3.22.1**  
**Decomposição da Variância de Djuros - Antes Metas Reino Unido**

Período	Erro-padrão	HIATO	DCAMBIO	DJUROS	LOGIPC
1	4.998614	1.27	1.30	97.43*	0.00
2	5.112483	3.10	1.17	95.70	0.03
3	5.122608	3.50	1.22	95.20	0.09
4	5.124602	3.58	1.28	94.99	0.15
5	5.125178	3.61	1.31	94.86	0.21
6	5.12538	3.63	1.34	94.76	0.28
7	5.125468	3.64	1.35	94.66	0.34
8	5.125517	3.65	1.37	94.57	0.40
9	5.125553	3.67	1.38	94.49	0.47
10	5.125582	3.68	1.39	94.40	0.53
11	5.125609	3.69	1.40	94.32	0.59
12	5.125634	3.70*	1.41*	94.24	0.65*

\* indica valores máximos

Elaboração Própria

No período posterior ao regime de metas de inflação (tabela 3.22.2) a inércia da taxa de juros se mantém, respondendo por mais de 95,64% ao longo de todo o intervalo de análise, enquanto as demais variáveis têm sua influência reduzida ou quase anulada, como o caso do hiato do produto que respondia por 1,33% da variação na taxa de juros após doze períodos.

**Tabela 3.22.2**  
**Decomposição da Variância de Djuros - Pós Metas Reino Unido**

Período	Erro-padrão	DJUROS	DLOGCAMBIO	DLOGIPC	HIATO
1	0.136813	100.00*	0.00	0.00	0.00
2	0.156223	97.33	1.12	0.65	0.90
3	0.161588	96.13	1.77	0.89	1.22
4	0.163024	95.77	1.98	0.94	1.30
5	0.163396	95.68	2.04	0.96*	1.32
6	0.163491	95.65	2.06*	0.96	1.33*
7	0.163515	95.65	2.06	0.96	1.33
8	0.163522	95.64	2.06	0.96	1.33
9	0.163523	95.64	2.06	0.96	1.33
10	0.163523	95.64	2.06	0.96	1.33
11	0.163524	95.64	2.06	0.96	1.33
12	0.163524	95.64	2.06	0.96	1.33

\* indica valores máximos

Elaboração Própria

A taxa de câmbio era responsável por 2,06% da variação da taxa de juros enquanto a taxa de inflação 0,96%. Observando o percentual de crescimento da participação de ambas, com relação ao período anterior, vê-se que as duas cresceram cerca



de 50% passando de 1,41% para 2,06% no caso da taxa de câmbio e de 0,65% para 0,96% no caso da taxa de inflação.

Como demonstrado na análise das funções impulso-resposta, o fato da taxa de juros não responder de maneira positiva a variações no hiato do produto e na taxa de inflação para o período anterior à adoção do regime de metas de inflação e fazê-lo após a adoção do referido regime é elemento a favor do ganho de independência da política monetária. No entanto, a análise da decomposição da variância revela um pequeno aumento absoluto da importância da taxa de câmbio e da taxa de juros na determinação da taxa de juros, tornando a interpretação ambígua.

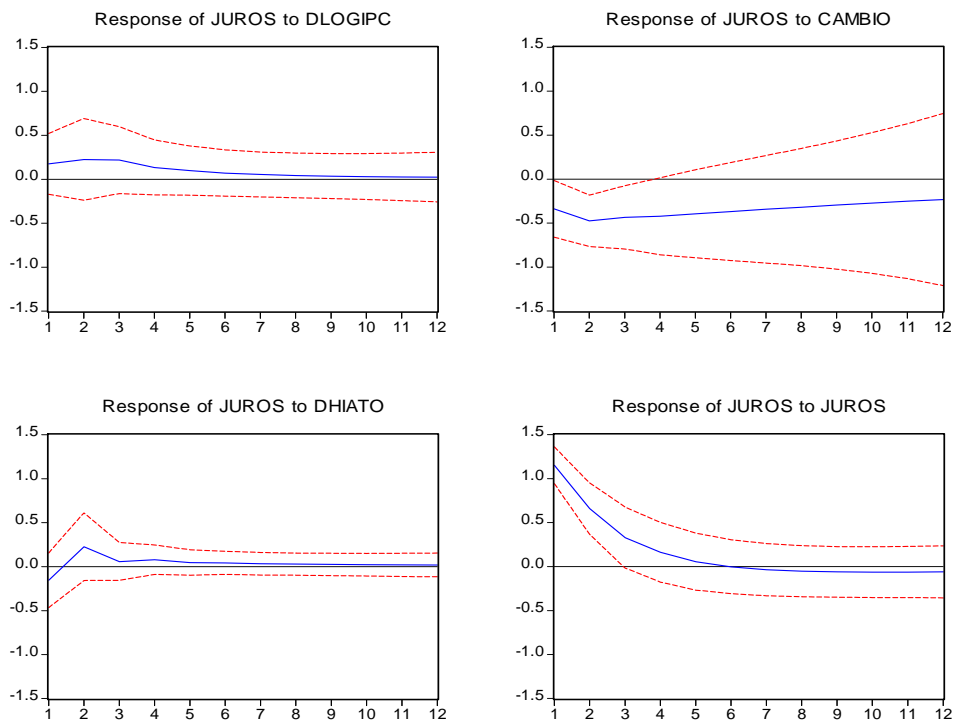
### 3.3.2.6 – Suécia

A seguir apresenta-se as interpretações das funções impulso-resposta e decomposição da variância para o período anterior e posterior à adoção do regime de metas de inflação.

**Figura 3.9.1**

**Resposta de Juros antes das metas (Suécia)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

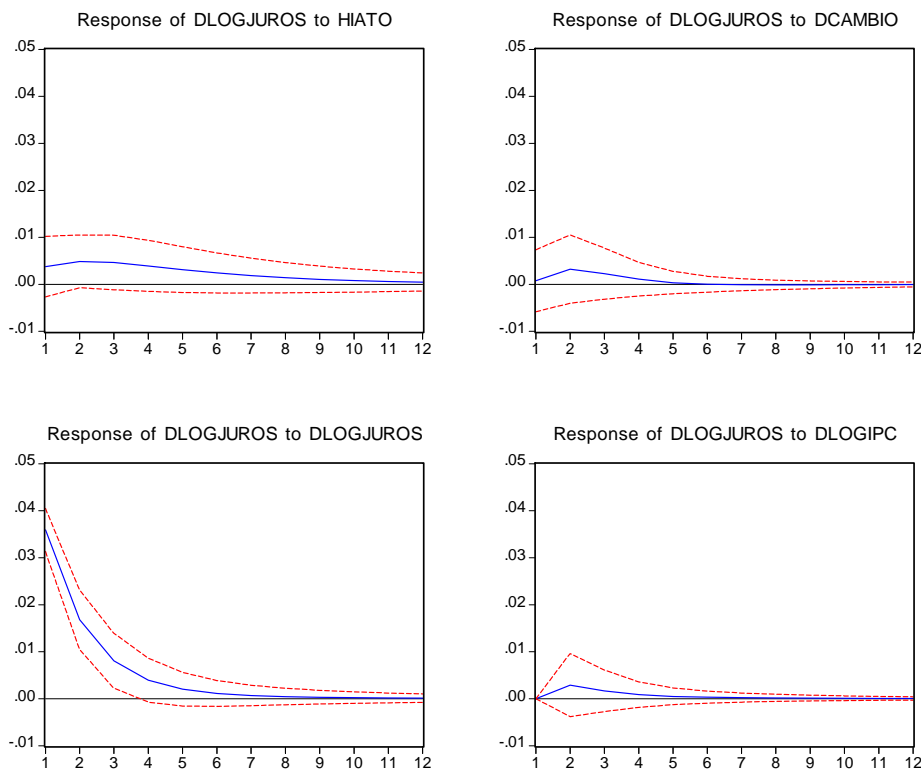


A interpretação da função impulso-resposta (figura 3.9.1) revela uma significativa inércia da taxa de juros durante três períodos e uma resposta não-significativa da taxa de juros a variações na taxa de inflação e no hiato do produto.

Com relação à taxa de câmbio, observa-se resposta contrária ao previsto pela teoria durante os dois primeiros períodos, pois o choque na taxa de câmbio provoca queda na taxa de juros, embora desse período até o fim do período de análise a taxa de juros eleva-se.

**Figura 3.9.2**  
**Resposta do Djuros Pós Metas (Suécia)**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Após a adoção do regime de metas a inércia da taxa de juros é mantida, demorando quatro períodos para o choque inicial da taxa de juros tornar-se não significativo enquanto as demais variáveis não apresentam resultados significativos, embora sigam a predição teórica (figura 3.9.2).

O choque na taxa de inflação ou na taxa de câmbio tem seu efeito nulo sobre a taxa de juros a partir do quinto período posterior, enquanto um choque no hiato do produto demora cerca de onze períodos para ter seu efeito anulado.

Quando se compara o período posterior ao regime anterior ao regime de metas de inflação evidencia-se um aumento da inércia da taxa de juros que tem o efeito de suas variações mais duradouro, um menor intervalo de tempo de influência do choque da inflação, um maior intervalo de duração do choque do hiato do produto e um comportamento da taxa de juros frente a variações na taxa de câmbio de acordo com a previsão teórica.

O regime de metas de inflação tornou a política monetária mais ativa e eficaz e mostrou que a autoridade monetária passou a agir de forma mais conservadora e voltada para o controle da inflação de forma mais gradual como evidenciado através do período de dissipação dos choques do hiato do produto.

A interpretação da decomposição da variância dos erros de previsão para o caso sueco antes da adoção do regime de metas de inflação revela grande presença de inércia da taxa de juros que responde por mais de 50% das variações ao longo de todo o período de análise e grande influência da taxa de câmbio, que cresce de 7,8% a 41,17% após o décimo segundo mês.

**Tabela 3.23.1**  
**Decomposição da Variância dos Juros - Antes Metas Suécia**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>DLOGIPC</b>	<b>CAMBIO</b>	<b>DHIATO</b>	<b>JUROS</b>
1	0.007601	2.00	7.80	1.63	88.57*
2	0.007717	3.53	15.25	3.33*	77.88
3	0.007762	4.84	20.57	3.01	71.58
4	0.007788	5.06	25.29	2.97	66.67
5	0.007805	5.08	29.09	2.87	62.96
6	0.007818	5.00*	32.14	2.79	60.07
7	0.007828	4.89	34.56	2.72	57.83
8	0.007836	4.78	36.50	2.65	56.07
9	0.007843	4.69	38.05	2.60	54.67
10	0.007849	4.60	39.31	2.55	53.54
11	0.007853	4.53	40.33	2.51	52.63
12	0.007857	4.47	41.17*	2.48	51.88

\* indica valores máximos

Fonte: Elaboração própria

A taxa de inflação influencia cerca de 5% da variação da taxa de juros e o hiato do produto influencia menos de 3% ao longo de 12 meses.

Os elementos mais importantes para a determinação da taxa de juros no período anterior ao regime de metas de fato são a própria taxa de juros influenciando de forma decrescente e a taxa de câmbio influenciado de forma crescente ao longo dos 12 meses.

Com a adoção do regime de metas a influência da taxa de juros sobre si mesma, inércia da taxa de juros, é reforçada situando-se acima de 92% ao longo de todo o período considerado. A influência da inflação sobre a taxa de juros decai de 5% no período anterior às metas para 0,7% no período posterior, enquanto a importância do hiato do produto sobre a taxa de juros sobe de 3,33 no período anterior para 5,5% no período posterior às metas, fato semelhante ao comportamento canadense (tabela 3.23.2).

**Tabela 3.23.2**  
**Decomposição da Variância de Dlogjuros - Pós Metas Suécia**

<b>Período</b>	<b>Erro-padrão</b>	<b>HIATO</b>	<b>DCAMBIO</b>	<b>DLOGJUROS</b>	<b>DLOGIPC</b>
1	1.872101	1.09	0.05	98.86*	0.00
2	2.33033	2.33	0.68	96.47	0.52
3	2.553881	3.46	0.95	94.95	0.65
4	2.673477	4.26	1.00*	94.06	0.68
5	2.739857	4.78	1.00	93.53	0.69
6	2.777322	5.09	0.99	93.22	0.69
7	2.798639	5.27	0.99	93.04	0.70*
8	2.810818	5.38	0.99	92.94	0.70
9	2.817793	5.44	0.99	92.87	0.70
10	2.821791	5.47	0.99	92.84	0.70
11	2.824086	5.49	0.99	92.82	0.70
12	2.825403	5.50*	0.99	92.81	0.70

\* indica valores máximos

Elaboração Própria

O destaque é a queda brusca de influência da taxa de câmbio sobre as variações da taxa de juros. Enquanto no período anterior às metas de inflação a influência chega ao valor de 41,17% da variação nos juros, no período posterior ao regime de metas não ultrapassa o valor de 1% revelando um claro ganho de autonomia de política monetária como o presente trabalho prevê para um país desenvolvido como é o caso da Suécia.

O que se depreende da decomposição da variância para o caso sueco é que as autoridades monetárias, além de aumentar o conservadorismo representado pela inércia da taxa de juros, estão mais preocupadas com a fonte de inflação de demanda (hiato do produto) e com a contenção gradualista da inflação.

Dado que a Suécia constitui um país desenvolvido com sólida posição superavitária do balanço de pagamentos, a variação da taxa de câmbio, representante do lado externo, não influencia tanto a determinação da política monetária como é o caso dos países em desenvolvimento analisados.

Resumindo, o presente trabalho buscou analisar o impacto da adoção do regime de metas de inflação sobre a autonomia de política monetária. A política monetária, aqui

representada pela determinação da taxa de juros, responde a elementos externos como a taxa de câmbio, a elementos internos como hiato do produto e inflação e pode ter caráter inercial representado por movimentos anteriores da própria taxa de juros.

Os resultados confirmam o ganho de autonomia de política monetária para os países desenvolvidos e perda de autonomia para os subdesenvolvidos, apesar dos resultados inconclusivos do Brasil e a manutenção da importância marcante do elemento externo na determinação da taxa de juros para o caso mexicano. De todo modo, os resultados sugerem que a taxa de câmbio e suas oscilações sempre foram relevantes para as decisões de política monetária no México, resultado compatível com a hipótese de elevado grau de vulnerabilidade externa da economia mexicana (em desenvolvimento).

SCHMIDT-HEBBEL e WERNER (2002, p. 15) estudaram o comportamento do *pass-through* e da reação da autoridade monetária para o Brasil, Chile e México após a adoção do regime de metas de inflação, em diferentes amostras.

Os resultados indicam redução do *pass-through* no Brasil e Chile, porém no México o coeficiente continua alto - fundamentando o resultado do trabalho aqui apresentado - e diminui ao longo de grandes intervalos de tempo.

O exame da função de reação das autoridades monetárias, incluindo a taxa de câmbio como argumento adicional para o período posterior às metas de inflação em diferentes amostras<sup>75</sup>, revelou aumento do impacto do câmbio sobre a taxa de juros quando considerada a amostra maior, evidenciando maior preocupação da autoridade monetária com variações no câmbio na segunda amostra. No caso mexicano houve diminuição do impacto do câmbio sobre a taxa de juros quando considerou-se o período 1999-2001, revelando diminuição da importância da taxa de câmbio sobre a taxa de juros real<sup>76</sup>, assim como o presente trabalho detectou.

---

<sup>75</sup> Para o Brasil considerou-se somente o período 1999-2001, para o Chile considerou o período 1991-2001 e 1997-2001 e para o México o período 1997-2001 e 1999-2001.

<sup>76</sup> Os autores não especificaram se a taxa de câmbio considerava moeda nacional em relação à moeda externa. Caso não o seja, a interpretação aqui feita se altera.

#### 4 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho advoga que economias em desenvolvimento, caracterizadas por vulnerabilidade externa mais elevada vis-à-vis as economias desenvolvidas, tendem a diminuir a autonomia de política monetária após a adoção do regime de metas de inflação em conjunto com o regime de câmbio flexível. Visto que oscilações da taxa de câmbio nominal influenciam a inflação através do *pass-through*, os países em desenvolvimento tendem a dar maior atenção ao elemento externo (taxa de câmbio) ocasionando perda de autonomia de política monetária, após a adoção do regime de metas de inflação, cujo objetivo precípua é o controle da inflação.

Os países desenvolvidos, caracterizado pela solidez do balanço de pagamentos e menos afetados pelo fluxo internacional de capitais, tendem a preocupar-se mais com o lado interno da economia, em especial o hiato do produto (representando pressão de demanda) e a inflação em si.

Os resultados do presente trabalho confirmam sua hipótese de diminuição da importância da taxa de câmbio (ganho de autonomia de política monetária) em todos os países desenvolvidos após a adoção do regime de metas. Tais resultados corroboram também aqueles obtidos por KAHN e PARRISH (1998) para as funções de reação dos Bancos Centrais.

Evidenciou-se queda brusca da importância da taxa de câmbio na determinação da taxa de juros na Suécia e no Canadá e indícios de ganho de autonomia de política monetária no caso britânico. Na Suécia a influência da taxa de câmbio sobre taxa de juros caiu de 41,17% para 1% e no Canadá caiu de 37,83% para 2,9%. No caso britânico não houve alteração significativa da influência das variáveis.

No caso dos países em desenvolvimento houve evidência a favor da perda de autonomia de política monetária para o Chile, onde a influência da inflação sobre taxa de juros caiu de 85,67% para 6,85%. No caso brasileiro o resultado foi inconclusivo para a análise das funções impulso-resposta. Porém, para a função impulso-resposta e decomposição da variância, a taxa de câmbio passou a influenciar a taxa de juros por um maior intervalo de tempo e teve sua participação aumentada de 6,71% para 15,94%. No caso mexicano as variáveis que influenciaram a taxa de juros (juros e câmbio) não se alteraram, havendo apenas uma redistribuição das participações entre elas com diminuição da participação da taxa de câmbio de 70,68% para cerca de 40%. De todo modo, a taxa de

câmbio sempre foi relevante para as decisões de política monetária, quer antes da adoção do regime de metas, quer após sua adoção, no México.

Todos os três países latino-americanos saíram de um regime de câmbio fixo para um regime de câmbio flexível quase concomitantemente à adoção do regime de metas de inflação e, por isso, talvez a evidência a respeito da perda de autonomia da política monetária nesses países não tenha sido ainda mais conclusiva.

Em acordo com MISHKIN e SCHMIDT-HEBBEL (2001, p. 24), o presente trabalho recomenda a preocupação com a taxa de câmbio para os países em desenvolvimento e adota a hipótese da perda de autonomia de política monetária após a adoção do regime de metas, mesmo que não seja considerada no desenho inicial do regime de metas de inflação. Chile e México praticaram uma política gradualista de combate a inflação e só optaram pelo abandono do regime de bandas cambiais quando a inflação estava sob controle. O Brasil, por sua vez, implementou o regime de metas de inflação em um intervalo de seis meses e talvez, por isso, tenha imposto custos injustificáveis à economia.

Alinhado ao pensamento de SERRANO (2006) e assumindo que a inflação brasileira atual é oriunda de custos (não de demanda) e sensivelmente afetada pelo câmbio, não se deve praticar níveis absurdos de taxa de juros para apreciar o câmbio e satisfazer a um regime de metas de inflação declinantes, sem que o governo saiba qual o impacto exato na demanda agregada e o efeito sobre os preços livres.

O argumento aqui defendido é que a simples adoção de regras não resolve o problema do controle da inflação. Assim como o monitoramento da inflação é importante, o movimento da taxa de câmbio também o é, e em virtude disso, não deve ser deixado ao bel prazer do mercado.

Para evitar a elevada volatilidade cambial é necessário mitigar a vulnerabilidade externa da economia e tal objetivo é alcançado no âmbito do processo de desenvolvimento econômico. Todavia, não há consenso na literatura acerca dos determinantes do desenvolvimento econômico e foge ao escopo deste trabalho o estudo desses determinantes.

## Referências Bibliográficas

ALESINA, A. Elections, party structure, and the economy. In: BANKS, J.; HANUSHEK, E. (Eds.). **Modern political economy**. New York: Cambridge University, 1995.

ALMEIDA, D. K. **A inflação brasileira recente**: uma crítica ao regime de metas de inflação. 2005. (Trabalho apresentado no XX Encontro Nacional de Economia Política. Campinas, 2005.) Disponível em: <<http://www.projeto popular.org/arquivos/>>.

ALMEIDA, C. L.; *et al.* **Optimal monetary rules**: the case of Brazil. Local: Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working Paper; 63) Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/ingles/public/wps/wps63.pdf>>.

AKERLOF, G.; DICKENS, W.; PERRY, G. The macroeconomics of low inflation. **Brooking Papers on Economic Activity**, v. 0, n. 1, p. 66-70, 1996 *apud* MODENESI, A. M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

ARGY, V. A Post-war history of the rules vs discretion debate. **BNL Quarterly Review**, 1988 *apud* MENDONÇA, H. F. A teoria da credibilidade da política monetária. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, p. 49, jul./set. 2002. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/87-3.pdf>>.

BALL, L.; SHERIDAN, N. **Does inflation targeting matter?** Cambridge, MA: NBER, 2003. (Working paper; 9577)

BANCO CENTRAL DO CANADÁ. **Renewal of the inflation-control target**: background information. Ottawa: Bank of Canada, 2001. Disponível em: <<http://www.bankofcanada.ca/en/press/background.pdf>>. Acesso em 12/03/2006.

BARRO, R. J.; GORDON, D. B. **Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy**. Cambridge, MA: NBER, 1983. (Working paper; 1079)

BEAN, C. **Asset prices, financial imbalances and monetary policy**: are inflation targets enough? 2003a (Paper presented at the Annual Conference, Reserve Bank of Australia. Sydney)

BEAN, C. **Inflation targeting**: the UK experience. 2003b. Disponível em: <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/speeches/2003/speech203.pdf>>. Acesso em 10/03/2006.

BERG, C. **Inflation forecast targeting**: the swedish experience. Stockholm: Central Bank of Sweden 2000. (Working paper; 100) Disponível em: <[http://www.riksbank.com/upload/3802/WP\\_100.pdf](http://www.riksbank.com/upload/3802/WP_100.pdf)> Acesso em: 12/03/2006

BERNANKE, B. *et al.* **Inflation targeting**: lessons from the internacional experience. Princeton: Princeton University, 1999 *apud* MISHKIN, F.; SCHMIDT-HEBBEL, K. **One decade of inflation targeting in the world**: what do we know and what do we need to know? Cambridge, MA: NBER, 2001. (Working paper; 8397)

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2000. (Working paper; 1)



BORENZTEIN, E.; ZETTELMEYER, J.; PHILIPPON, T. **Monetary independence in emerging markets: does the exchange rate make a difference?** Washington, DC.: International Monetary Fund, 2001. 49p. (Working paper; WP 01/1)

BORSANI, Hugo. **Eleições e economia: instituições políticas e resultados macroeconômicos na América Latina (1979-1998)** Belo Horizonte: UFMG, 2003. 234p.

CALVO, Guillermo, REINHART, Carmem. **Fear of floating.** Cambridge, MA: NBER, 2000. (Working paper; 7993)

CAMURI, P. A. **Dívida pública, política fiscal e restrição externa no Brasil: 1994-2004.** 2005. 88f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. **Juros e câmbio: haverá combinações de instrumentos menos desgastantes para as metas de inflação?** Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. 40p. (Texto para discussão; 435)

CARVALHO, F. C. *et al.* **Economia monetária e financeira: teoria e política.** Rio de Janeiro: Campus, 2000. 454p.

CECHETTI, S.; HRMANN, M. **Does inflation targeting increase output volatility? An international comparison of policymakers' preferences and outcomes.** Santiago, Chile: Banco Central de Chile, 2000. (Working paper; 69) *apud* NEUMANN, M. J. M.; VON HAGGEN, J. Does inflation targeting matter? **The Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 84, n. 4, p. 127-148, July/Aug. 2002.

CHAREMZA, W.W.; DEADMAN, D.F. **New directions in econometric practice: general to specific modeling, cointegration, and vector autoregression.** England: Edward Elgar, 2000. 344p.

CHRISTIANO, L.J. Searching for breaks in GNP. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 10, p. 232-250, 1992 *apud* GONCALVES, E. *et al.* Competitividade industrial de Minas Gerais no período 1985-2000. **Nova Economia**, v. 13, n. 2, p. 81-108, jul./dez. 2003.

CROCKETT, A. **International standard setting in financial supervision.** Londron: Cass Business School, Institute of Economic Affairs Lecture, 2003 *apud* BEAN, C. **Inflation targeting: the UK experience,** 2003b. Disponível em: <<http://www.bankofengland.co.uk/publications/speeches/2003/speech203.pdf>>. acesso em 10/03/2006.

CUTHBERTSON, K.; HALL, S.; TAYLOR, M. **Applied econometric techniques.** Ann Arbor: University of Michigan, 1992 *apud* FERREIRA, A. H. B. Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. **Estudos Econômicos**, v. 23, n. 1, p. 35-65, jan. /abr. 1993.

DE PAULA, L. F.; ALVES JR.; A. J. External financial fragility and the 1998-1999 Brazilian currency crisis. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 22, n. 4, p. 589-617. 2000.

DORNBUSH, R.; FISHER, S. **Macroeconomia**. 5.ed. São Paulo: McGraw-Hill do Brasil, 1982.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. (Wiley Series in probability and mathematical statistics)

FERRARI FILHO, F.; MENDONÇA, H. D.; SOBREIRA, R. Proposta de regime cambial para a economia brasileira. In. : SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. (Orgs.) **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. Barueri, SP: Manole, 2003. p153-200.

FERREIRA, T. P. ; PETRASSI, M. B. S. **Regime de metas de inflação**: resenha sobre a experiência internacional. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Notas técnicas, n. 30) Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/NotasTecnicas/Port/2002nt30RegimesMetasInflacaop.pdf>>.

FERREIRA, A. H. B. Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. **Estudos Econômicos**, v. 23, n. 1, p. 35-65, jan. /abr. 1993.

FERREIRA, A. B. **Metas para inflação e vulnerabilidade externa**: um estudo do Brasil. 2004. 150f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2004.

FIALHO, T.M. **Performance macroeconômica e política**: análise da evidência de ciclos políticos no Brasil -1953-1995. 1996. 77f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 1996.

FISHER, I. **The purchasing power of money**. Nova York, Macmillan, 1922 *apud* MODENESI, André de M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. **Inflation targeting in emerging market economies**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Working paper; 76) Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps76.pdf>>

FRANKEL, J. A. **Experience of and lessons from exchange rate regimes in emerging economies**. Cambridge, MA: NBER, 2003. (Working paper; 10032) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w10032.pdf>>.

FRIEDMAN, M. Should there be an independent monetary authority? In: LEUBE, K. R. **The essence of Friedman**. Stanford: Hoover Institution, 1987 *apud* MODENESI, A. M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005. 476p.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. **The pass-through from depreciation to inflation**: a panel study. Rio de Janeiro: PUC, Departamento de Economia, 2000. (Texto para discussão; 423)

GOMES, C.; AIDAR, O. **Metas inflacionárias, preços livres e administrados no Brasil**. (Trabalho apresentado no X Encontro Nacional de Economia Política. Campinas. 2005)

GONÇALVES, Carlos E. S. Monetary policy independence and floating exchange rates: what does the Brazilian evidence tell us? **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 1, p. 29-35, Jan. /Mar. 2004.

GONCALVES, E. *et al.* Competitividade industrial de Minas Gerais no período 1985-2000. **Nova Economia**, v. 13, n. 2, p. 81-108, jul./dez. 2003.

GRANGER, C. Developments in the study of cointegrated economic variables **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 48, n. 3, p. 213-228, 1986 *apud* FERREIRA, A. H. B. Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. **Estudos Econômicos**, v. 23, n. 1, p. 35-65, jan. /abr. 1993.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, p. 111-120, 1974 *apud* GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5.ed. Nova Jérsei: Prentice Hall, 2003.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. **Journal of Econometrics**, v. 2, n. 2, p. 111-120, 1974 *apud* GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5.ed. Nova Jérsei: Prentice Hall, 2003. 1026p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846p.

HARVEY, A. **The econometric analysis of time series**. 2.ed.. Cambridge, Mass.: The MIT, 1990. p. 83. *apud* GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books. 2000.

HIBBS, A. Political parties and macroeconomic policy. **American Political Science Review**, v. 71, n. 4, p. 1467-1487, Dec. 1977.

HOLDEN, D.; PERMAN, R. Unit roots and cointegration for the economist. In: BHASKARA RAO, B. (Org.) **Cointegration**: for the applied economist. New York: St. Martin, 1994. Cap. 3, p. 47-112.

KAHN, G. A.; PARRISH, K. Conducting monetary policy with inflation targets. **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review**, v. 83, n. 3, p. 5-32. 1998.

KYDLAND, F. E.; PRESCOTT, E. C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473-491, 1977.

LEE, J.; STRAZICICH, M.C. **Minimum LM unit root test with two structural breaks**. Orlando, Florida: University of Central Florida, Department of Economics, 1999. (Working paper; 9934)

LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum LM unit root test with two structural break. **Review of Economics and Statistics**, v. 85, n. 4, p. 1082-1089, 2003.

LEVY, D. Does an independent Central Bank violate democracy? **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 18, n. 2, p. 189-210, 1995 *apud* MODENESI, André de M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

LIBÂNIO, G. A. **Good governance in monetary policy and the negative real effects of inflation targeting in developing economies**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2005. (Texto para discussão; 277)

LOAYZA, N.; SOTO, R. **Ten years of inflation targeting**: design, performance, challenges. Santiago de Chile: Central Bank of Chile, 2001. (Documentos de trabajo; 131)

LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. (Orgs.) **The Phillips curve and the labor market**. Amsterdam: North Holland, 1976 *apud* GREENE, W. H. **Econometric analysis**. 5.ed. Nova Jérsei: Prentice Hall, 2003.

LUMSDAINE, R.; PAPELL, D. Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. **Review of economic and statistics**, v. 79, p. 212-218, 1997 *apud* LEE, J.; STRAZICICH, M.C. **Minimum LM unit root test with two structural breaks**. Orlando, Florida: University of Central Florida, Department of Economics, 1999. (Working paper; 9934)

MARSHALL, A. Remedies for fluctuations in general prices. **The contemporary review**, 1887 *apud* MODENESI, André de M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

MENDONÇA, H. F. A teoria da credibilidade da política monetária. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, p. 46-64, jul./set. 2002.

MENDONÇA, H. F., DEZORDI, L. L., CURADO, M. L. A determinação da taxa de juros em uma economia sob metas para inflação: o caso brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA POLÍTICA, 10, 2005, Campinas. **Anais**. São Paulo: Sociedade Brasileira de Economia Política, 2005.

MILLS, T. C. **The econometric modelling of financial time series**. 2.ed. Cambridge: Cambridge University, 1999. 372p.

MINSKY, H. **Stabilizing an unstable economy**. New Haven: Yale University, 1986. 353p.

MISHKIN, Frederic S. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2000. 474p.

MISHKIN, F. **Can inflation targeting work in emerging market countries?** Cambridge, MA: NBER, 2004. (Working paper; 10646)

MISHKIN, F.; SCHMIDT-HEBBEL, K. **One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know?** Cambridge, MA: NBER, 2001. (Working paper; 8397)

MODENESI, A. M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005. 476p.

MODENESI, A. M. Porque a taxa de juros é tão alta no Brasil. **Valor Econômico**, 12/06/2006, p. A10.

MORANDÉ, F.; SCHMIDT-HEBBEL. **Inflation targets and indexation in Chile**. Santiago: Central Bank of Chile, 1999 *apud* LOAYZA, N.; SOTO, R. **Ten years of**

**inflation targeting**: design, performance, challenges. Santiago de Chile: Central Bank of Chile, 2001. (Documentos de trabajo;131)

MUNDELL, Robert A. The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible rates. **Quarterly Journal of Economics**, v. 74, n. 2, p. 227-57, May 1960.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, n. 2, p. 139-162, 1982

NEUMANN, M. J. M.; VON HAGGEN, J. Does inflation targeting matter? **The Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 84, n. 4, p. 127-146, July-Aug, 2002.

NORDHAUS, W. The political business cycle. **Review of Economic Studies**, Bristol, England, v. 42, n. 2, p. 169-190, Apr. 1975.

OGURA, L.M. **Ciclos eleitorais**: uma aplicação para a economia brasileira. 2000. 57f. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Ciências Humanas, Universidade de Brasília, 2000.

OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F.; DA SILVA, G. J. C. Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposta de política. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Orgs.) **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. São Paulo: Manole, 2003. p. 65-115

OREIRO, J. L.; SICSÚ, J.; DE PAULA, L. F. Controle da dívida pública e política fiscal: uma alternativa para um crescimento auto-sustentado da economia brasileira. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Orgs.) **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. São Paulo: Manole, 2003. p. 117-152.

PALACIO-VERA, A. The 'modern' view of macroeconomics: some critical reflections. **Cambridge Journal of Economics**. v. 29, n. 5, p. 747-767, 2005.

PERRON, P. The great cash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, Nov.1989.

PERSSON, T.; TABELLINI, G. (Eds.). Introduction In: MONETARY and fiscal policy. Cambridge (Mass.): MIT, 1994. v. 1 Credibility apud MODENESI, André de M. **Regimes monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

REINHART, C.; ROGOFF, K. The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. **Quarterly Journal of Economics**, v. 119, n. 1, p. 1-48, Feb.; 2004.

RESENDE, J. L. **Ciclos político-eleitorais**: uma abordagem do caso brasileiro. 2004. 31f. Monografia (Graduação em Economia) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

RESENDE, M.F.C.; AMADO, A. M. **Liquidez internacional e ciclo reflexo**: algumas observações para a América Latina. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2004.21p. (Texto para discussão; 245).

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 4, p. 1169-1189, Nov.1985.

- ROMER, D. **Short-run fluctuations**. (mimeogr.). Berkeley: Universidade da Califórnia.. 2002. Disponível em:  
<[http://elsa.berkeley.edu/~dromer/papers/short\\_run\\_fluc\\_paper.pdf](http://elsa.berkeley.edu/~dromer/papers/short_run_fluc_paper.pdf)> Acesso em 11/07/2005
- SACHS, J. D.; LARRAIN, F. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books. 2000. Cap. 7
- SCHMIDT-HEBBEL, K.; WERNER, A. **Inflation targeting in Brazil, Chile and Mexico: performance, credibility, and the exchange rate**. Santiago de Chile: Central Bank of Chile, 2002. (Documentos de trabajo;171).
- SERRANO, F. L. P. Taxa de juros, taxa de câmbio e metas de inflação. **Valor econômico**, 24 de março de 2006. Disponível em:  
<<http://clipping.planejamento.gov.br/Noticias.asp?NOTCod=256980>>, Acesso em 24/08/2006.
- SICSÚ, J. Uma crítica à tese de independência do Banco Central. **Nova Economia**, v. 6, n. 2, p. 133-42, 1996 apud MODENESI, André de M. **Regimes monetários: teoria e experiência do real**. Barueri: Manole, 2005.
- SICSÚ, J. Teoria e evidência do regime de metas inflacionárias. **Revista de Economia Política**. v. 22, n. 1, p. 23-33, 2002.
- SICSÚ, J.; OLIVEIRA, S. C. Taxa de juros e controle da inflação no Brasil. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Orgs.) **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**. São Paulo: Manole, 2003p. 29-64 .
- SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48. 1980.
- SOUZA, F.E.P.; HOFF, C. Regime cambial brasileiro: flutuação genuína ou medo de flutuação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003, Porto Seguro, BA. **Anais**. Belo Horizonte: ANPEC, 2003. (Disponível em CD-ROM)
- STRAZICICH, M.C.; LEE, J.; DAY, E. Are incomes converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks. **Journal of Macroeconomics**. v. 26, n. 1, p. 131-145, Mar. 2004.
- SVENSSON, L.E.O. Inflation targeting as a monetary policy rule. **Journal of Monetary Economics**. v. 43, n. 3, p. 607-654, June 1999a
- SVENSSON, L.E.O. Price stability as a target for monetary policy: defining and maintaining price stability. Cambridge: NBER, 1999b. (Working paper; 7276). apud BERG, C. **Inflation forecast targeting: the swedish experience**. Stockholm: Central Bank of Sweden 2000. (Working paper; 100) Disponível em:  
<[http://www.riksbank.com/upload/3802/WP\\_100.pdf](http://www.riksbank.com/upload/3802/WP_100.pdf)> Acesso em: 12/03/2006
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. v. 39, p. 195-214, Dec.1993.
- TAYLOR, John B. **Monetary policy rules**. Chicago: University of Chicago, 1999. 447p.

TOBIN, J. A proposal for international monetary reform. **Eastern Economic Journal**, v. 4, p.153-159 July, Oct. 1978. apud OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. e DA SILVA, G. J. C. **Fluxos e controle de capitais no Brasil**: avaliação e proposta de política. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. (Orgs.) **Agenda Brasil**: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços. São Paulo, Manole, 2003. p.65-115.

WALSH, C. Optimal contracts for central bankers. **American Economic Review**, v. 85, n. 1, p. 150-67, 1995.

WICKSELL, K. **Interests and prices**. Londres, Macmillan, 1898 apud MODENESI, André de M. **Regimes Monetários**: teoria e experiência do real. Barueri: Manole, 2005.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. K. W. Further evidence on the great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**. v. 10, n. 3, p. 251-270, July 1992 apud LEE, J.; STRAZICICH, M.C. **Minimum LM unit root test with two structural breaks**. Orlando, Florida: University of Central Florida, Department of Economics, 1999. (Working paper; 9934)