



**Universidade do Estado do Rio de Janeiro**  
Centro de Ciências Sociais  
Faculdade de Ciências Econômicas

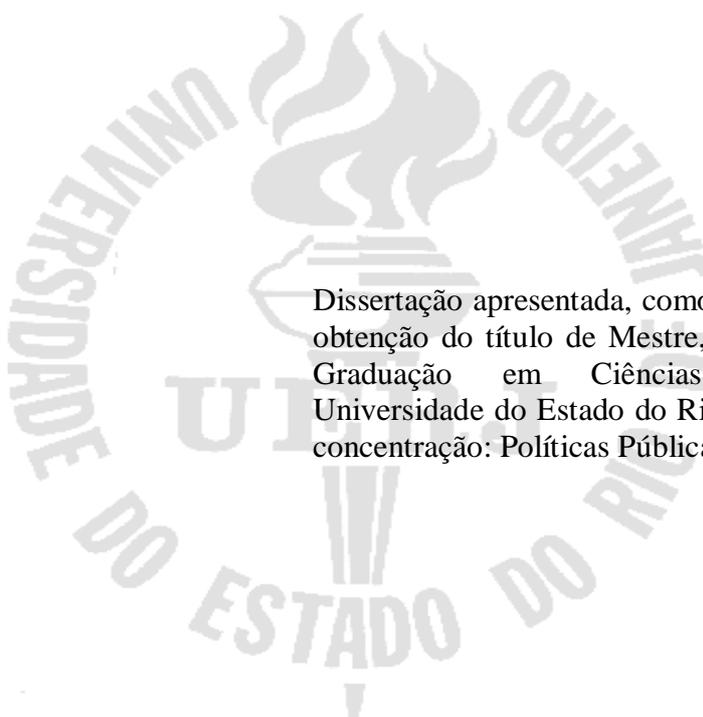
Gabriel Coelho Squeff

**Repasse cambial “reverso”: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA  
no Brasil (1999-2007)**

Rio de Janeiro  
2009

Gabriel Coelho Squeff

**Repasse cambial “reverso”: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)**



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas.

Orientador: Prof<sup>o</sup>. Dr<sup>o</sup>. Luiz Fernando Rodrigues de Paula

Rio de Janeiro  
2009

CATALOGAÇÃO NA FONTE  
UERJ/REDE SIRIUS/CCS/B

S773	Squeff, Gabriel Coelho Repasse cambial “reverso”: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007) / Gabriel Coelho Squeff.- 2009. 106f.  Orientador: Luiz Fernando Rodrigues de Paula. Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.  1. Câmbio-Brasil-Teses. 2. Política monetária-Brasil-Teses. Índice nacional de preços ao consumidor-Teses. I. Paula, Luiz Fernando Rodrigues de. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.  CDU 336.745(81)
------	--

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

---

Assinatura

---

Data

Gabriel Coelho Squeff

**Repasse cambial “reverso”: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007)**

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Políticas Públicas.

Aprovado em 04 de março de 2009

Banca Examinadora:

---

Prof.º Dr.º Luiz Fernando Rodrigues de Paula (Orientador)  
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

---

Prof.º Dr.º Eleyon Caiado Lima  
Faculdade de Ciências Econômicas da UERJ

---

Prof.º Dr.º José Luis da Costa Oreiro  
Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação da UnB

Rio de Janeiro  
2009

## DEDICATÓRIA

Aos meus pais Enio e Rejane.

## AGRADECIMENTOS

Agradeço inicialmente aos meus pais, Enio e Rejane, não só pelo apoio, mas por sempre acreditarem em mim. Na realidade, mais do que agradecer, eu dedico este trabalho a eles. No momento em que tive dúvidas em vir para o Rio – em função da dificuldade inicial em conseguir uma bolsa de mestrado (que posteriormente consegui) – eles não pouparam esforços, tampouco argumentos, para me convencer de que este era um bom caminho. E como (quase sempre) os pais têm razão, o que era “apenas” um mestrado se desdobrou em novos e desejados rumos profissionais e pessoais.

Às irmãs Letícia e Larissa, agradeço pelo carinho e atenção. Ainda bem que vocês são minhas irmãs.

Mesmo que ele nem entenda ainda o que é uma dissertação, agradeço também ao Leo que, além de renovar a família, se tornou uma grande motivação para minhas idas para São Paulo.

Para meus “manos” Paulo e Andi, um forte abraço.

Ao tio Ricardo, agradeço as conversas, o suporte e o companheirismo que só meu Tio podia me dar.

Agradeço também aos professores do Programa que ampliaram meu conhecimento em economia, de tal forma que a minha vida acadêmica não se encerrará aqui. Neste sentido, a experiência docente na UERJ foi muito proveitosa.

Agradeço à CAPES pela bolsa concedida.

Agradeço também ao professor Elcyon pelas valiosas contribuições ao meu trabalho quando da avaliação do projeto; ao professor Helder de Mendonça pelos esclarecimentos de alguns aspectos técnicos desenvolvidos na dissertação; à Eliane Araújo pelas valiosas sugestões relacionadas ao desenvolvimento da pesquisa empírica

Aos colegas do mestrado, muito obrigado pelas discussões, conversas, longos estudos e cervejas depois das aulas. Em especial aos amigos cariocas e “cariocados” Marcelo, Felipe, Aurélio, Pedro e Tiago.

Sou grato à minha amada esposa Ynaê pelo apoio, compreensão e afeto. Se eu inicialmente baguncei a sua vida, você só arrumou a minha.

Por fim, mas nem de longe menos importante, agradeço ao meu orientador e amigo Luiz Fernando de Paula, que não só me orientou, mas que certamente contribuiu para o meu crescimento intelectual e profissional. Muito obrigado.

## RESUMO

SQUEFF, Gabriel Coelho. *Repassse cambial “reverso”*: uma avaliação sobre a relação entre taxa de câmbio e IPCA no Brasil (1999-2007), 2009. 106f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009.

A presente dissertação discute o repasse cambial para o IPCA na economia brasileira durante o período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007. A ampla maioria dos trabalhos que versam sobre este tema aborda a redução do repasse após a adoção do regime de metas de inflação e/ou tem como único foco o impacto das desvalorizações cambiais no aumento dos índices de preços. Este trabalho, por outro lado, aborda de maneira explícita o papel da valorização do Real sobre a variação do IPCA no período recente, configurando o que denominamos de repasse cambial “reverso”. Para tanto, estimamos o repasse cambial por meio de um modelo de vetores auto-regressivos tanto para o referido período (1999-2007), quanto para outros dois recortes temporais: entre janeiro de 1999 e junho 2003 (amostra 1), período no qual se verifica uma tendência de desvalorização cambial e aumento de preços; e de julho de 2003 a dezembro de 2007 (amostra 2), período caracterizado pelo processo inverso, de valorização da taxa de câmbio e de cumprimento das metas de inflação na maioria dos anos. Os principais resultados foram: (i) no longo prazo os coeficientes de repasse cambial para o IPCA para as duas amostras foram superiores àqueles verificados para o período completo; e (ii) o repasse estimado para a amostra 2 foi bem elevado, ainda que inferior àquele obtido para a amostra 1. Estes resultados reforçam o argumento de que a taxa de câmbio desempenhou um papel proeminente no controle da inflação no período 2003-2007.

Palavras-chave: Repasse cambial. Taxa de câmbio. Regime de metas de inflação.

## ABSTRACT

The present dissertation discusses the exchange rate pass-through to the headline inflation index, i.e. extensive national consumer price index (IPCA) in the Brazilian economy between January 1999 and December 2007. The vast majority of works dealing with this issue addresses the reduction of the pass-through after the adoption of the inflation targeting regime and / or focuses on the impact of exchange rate devaluation over the price index. This work, alternatively, discusses the role of the Brazilian currency appreciation in the recent period, resulting in what was labeled as “reverse” exchange rate pass-through. Thus, we have used a model of auto-regressive vectors to estimate the exchange rate pass-through for the full period (1999-2007), and for two other periods: between January 1999 and June 2003 (sample 1), during which there was a tendency for devaluation and increase in domestic prices, and from July 2003 to December 2007 (sample 2), that was a period characterized by the reverse process, that is exchange rate appreciation and in the most cases the achieving of the inflation targets. The main results were: (i) in the long run the exchange rate pass-through coefficients to IPCA of the two samples were higher than those observed for the full period, and (ii) the pass-through estimated for the sample 2 was very high, despite the fact that it was lower than that obtained for the sample 1. Those results reinforce the argument that the exchange rate played a prominent role in controlling inflation in the period 2003-2007.

Keywords: Pass-through. Exchange rate. Inflation targeting.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Estrutura analítica da política monetária .....	14
Figura 2 – Canais teóricos de transmissão da política monetária.....	26
Figura 3 – Modelagem do Banco Central do Brasil do regime de metas de inflação .....	41
Gráfico 1 – Selic nominal e real (% acumulado em doze meses) .....	43
Quadro 1 – Metas de inflação, inflação efetiva e variação da taxa de câmbio no Brasil.....	47
Gráfico 2 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 1999-2007 .....	48
Gráfico 3 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 1999-2002 .....	49
Gráfico 4 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 2003-2007 .....	49
Gráfico 5 – Correlação do IPCA corrente com a variação da taxa nominal de câmbio defasada .....	50
Quadro 2 – Matriz de correlação entre a taxa de câmbio nominal mensal e agregações do IPCA.....	52
Quadro 3 – Decomposição do IPCA entre 2001 e 2007 - em p.p .....	80
Quadro 4 – Decomposição do IPCA entre 2001 e 2007 - em % de participação.....	80
Quadro 5 – Síntese da bibliografia revisada sobre repasse cambial para o Brasil .....	83
Quadro 6 - Episódios de variação cambial.....	86
Gráfico 6 – Séries utilizadas no modelo .....	87
Quadro 7 – Repasse cambial para o IPCA .....	94

## SUMÁRIO

<b>INTRODUÇÃO</b> .....	11
<b>1 – REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO, CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E DETERMINANTES DA INFLAÇÃO</b> .....	14
1.1 Aspectos teóricos do regime de metas de inflação.....	17
1.2 Canais de transmissão.....	21
1.3 Determinantes da inflação.....	27
<b>2 – REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL E AS TAXAS DE INFLAÇÃO, DE JUROS E DE CÂMBIO</b> .....	35
2.1 O regime de metas de inflação no Brasil.....	36
2.2 Taxa Selic e a regra de Taylor.....	41
2.3 Análise descritiva da taxa de câmbio e do IPCA.....	46
<b>3 – RELAÇÃO CÂMBIO E INFLAÇÃO: MODELOS E ESTIMATIVAS DE REPASSE CAMBIAL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA</b> .....	56
3.1 Taxa de câmbio e inflação.....	57
3.2 Revisão da literatura sobre repasse cambial para os preços domésticos no Brasil ...	62
<b>4 – ESTIMATIVA DE REPASSE CAMBIAL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1999-2007</b> .....	85
4.1 Metodologia.....	88
4.2 Resultados.....	91
<b>CONCLUSÃO</b> .....	96
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	99
<b>APÊNDICE A – Testes de seleção de defasagem para os modelos</b> .....	107

## INTRODUÇÃO

O Brasil adotou o regime de metas de inflação (RMI) como arranjo de política monetária em junho de 1999. À semelhança das experiências internacionais, o arcabouço institucional do RMI brasileiro é caracterizado pela presença de diversos mecanismos de transparência das ações da autoridade monetária junto ao público. Neste sentido, se por ventura a meta de inflação previamente estabelecida em um determinado ano não for cumprida, compete obrigatoriamente ao presidente do Banco Central do Brasil (BCB) enviar uma carta aberta ao Ministro da Fazenda, contendo, entre outros, uma descrição detalhada das causas do descumprimento.

Nos anos de 2001, 2002 e 2003 as metas de inflação não foram cumpridas. Nas cartas abertas do presidente do BCB atribuiu-se à desvalorização do câmbio nominal (R\$/US\$) como sendo a principal causa do descumprimento nestes anos. Nos dois primeiros anos o câmbio respondeu por 38% e 46% do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA, índice de inflação de referência do RMI brasileiro); em 2003 a inércia inflacionária, decorrente da pressão sobre os preços advinda do período anterior, respondeu por 63% deste índice de inflação<sup>1</sup>.

Por outro lado, em 2004, 2005, 2006 e 2007 as metas de inflação foram cumpridas. A taxa de câmbio, por seu turno, apresentou uma valorização nominal de 4,7%, 15,1%, 5,5% e 16,5% nestes anos, perfazendo uma valorização acumulada no quadriênio de 37,4%. A análise deste processo de desinflação no período recente requer, portanto, a avaliação da gestão da política monetária, por um lado, e a avaliação do comportamento de algumas variáveis macroeconômicas, por outro. À luz das cartas do BCB, por exemplo, verifica-se que é importante – e necessário – avaliar alguns indicadores que no passado apresentaram-se como inflacionários e que agora parecem estar auxiliando na contenção dos preços. Este é o caso da taxa de câmbio.

A análise do comportamento da taxa de câmbio nominal e do IPCA ao longo 1999-2007 permite observar duas tendências distintas de ambas variáveis. Entre janeiro de 1999 e o junho de 2003 essas séries apresentam um comportamento majoritariamente ascendente, isto é, de desvalorização cambial e de aumento de preços. Já a partir do segundo semestre de 2003 verifica-se um comportamento diametralmente oposto: depois de atingir o maior valor mensal

---

<sup>1</sup> Banco Central do Brasil (2002, 2003 e 2004).

desde a adoção do câmbio flutuante, de 3,02% em novembro de 2002, o IPCA apresentou uma trajetória predominantemente declinante. A taxa de câmbio teve um desempenho similar, pois após o pico histórico no Real de R\$ 3,80 / US\$ em outubro de 2002, o real se valorizou de forma consistente até 2007.

A teoria econômica denomina os efeitos da taxa de câmbio sobre a taxa de inflação de *exchange rate pass-through to domestic prices* ou repasse cambial para os preços domésticos. A quase totalidade da literatura que trata da interação entre câmbio-inflação versa sobre o efeito de desvalorizações cambiais sobre os aumentos nos preços domésticos.

O objetivo da presente dissertação é discutir a questão do repasse cambial entre 1999 e 2007, com ênfase no papel da valorização da taxa de câmbio brasileira sobre a redução na taxa de inflação medida pelo IPCA no período recente (2003-2007). Mesmo considerando a associação quase que inequívoca de pass-through como sendo a relação entre desvalorizações cambiais e pressões altistas sobre os preços, optamos pela nomenclatura, à primeira vista pouco apropriada, de repasse cambial “reverso”, entendido como a relação entre apreciação cambial e redução nos preços domésticos. É bom frisar que, a despeito de possivelmente incorrerem em um problema semântico, haja vista que repasse não implica a existência de um único sentido de causalidade, o termo repasse cambial “reverso” nos parece adequado na medida em que desejamos avaliar o impacto deflacionário da valorização da taxa de câmbio vis-à-vis outros elementos que afetam os preços.

O trabalho está dividido em quatro capítulos, além desta introdução e da conclusão. No capítulo 1 efetuamos uma breve discussão teórica acerca do regime de metas de inflação, dos canais de transmissão da política monetária e dos determinantes da inflação. Essa abordagem é necessária na medida em que o objeto de análise da dissertação é o comportamento da inflação brasileira dentro do contexto do RMI, de modo que a avaliação da teoria que está por trás deste arranjo de política monetária é relevante. Adicionalmente, sob uma perspectiva mais ampla, é necessário discutir quais os mecanismos teóricos de transmissão da política monetária sob qualquer regime de política monetária, bem como apresentar brevemente as teorias sobre a inflação das principais escolas de pensamento em economia.

Já no capítulo 2 discutimos com maior profundidade o RMI brasileiro, notadamente os aspectos normativos do regime, o comportamento da taxa de juros Selic e a interação entre a taxa de câmbio nominal e o IPCA entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007. Em consonância com os pressupostos teóricos do regime de metas de inflação, no Brasil a taxa de juros é o principal instrumento utilizado pela autoridade monetária na consecução de seu primordial

objetivo, qual seja, uma taxa de inflação dentro das metas. Neste sentido, face às fortes evidências de que o BCB determina a meta da Selic de acordo com uma regra de determinação da taxa de juros, é realizada uma breve discussão acerca do comportamento da taxa de juros na seção 2.2.

Na seção 2.3, por sua vez, são discutidos os comportamentos da taxa de inflação e da taxa de câmbio ao longo do período 1999-2007. Mostraremos, então, que há uma elevada correlação contemporânea e defasada entre essas duas séries, o que sugere uma relação causal do câmbio para a inflação. Este processo é mais evidente no período marcado pela desinflação e pela valorização cambial a partir do terceiro trimestre de 2003.

No capítulo 3 é analisada com maior pormenor a relação entre taxa de câmbio e taxa de inflação em um contexto de regime de metas de inflação, em consonância com as evidências empíricas de estudos realizados de que muitos dos episódios de não cumprimento da meta de inflação dos países em desenvolvimento estiveram associados a oscilações elevadas na taxa de câmbio. Neste sentido, é feita uma extensa revisão da literatura nacional e internacional que trata especificamente do repasse cambial para a inflação no Brasil, tanto nos períodos de vigência do regime de metas de inflação quanto nos períodos anteriores.

O capítulo 4 é dedicado à estimativa do repasse cambial para o IPCA. Para tanto, estimamos um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) para o período completo sob análise, 1999 a 2007, e para dois sub-períodos, janeiro de 1999 a junho de 2003 (amostra 1) e julho de 2003 a dezembro de 2007 (amostra 2). Os coeficientes de pass-through foram calculados pelo quociente da variação cumulativa do IPCA, obtida pela função impulso-resposta acumulada  $j$  meses após o choque cambial, sobre a variação acumulada da taxa de câmbio durante este mesmo período.

Por fim, a dissertação se encerra com as considerações finais no capítulo conclusivo.

## 1 – REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO, CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E DETERMINANTES DA INFLAÇÃO

A política monetária é um dos principais elementos da política macroeconômica de um país. Grosso modo, ela compreende todas as atividades relativas às condições de liquidez da economia, tais como a quantidade de moeda em circulação, as taxas de juros, as condições de crédito e os índices de preços. A execução e condução da política monetária compete à autoridade monetária, expresso, na maioria das vezes, pela figura do Banco Central (BC).

Um breve retrospecto histórico mostra que os objetivos e instrumentos da política monetária mudaram sensivelmente desde a criação dos primeiros BC's. Emprego, crescimento econômico, controle da inflação, estabilidade da taxa de juros, estabilidade financeira e estabilidade no mercado de câmbio são os principais objetivos da política monetária. Já com relação aos instrumentos destacam-se o recolhimento de compulsórios, os redescontos de liquidez, as operações de mercado aberto, entre outros (Carvalho et al 2007: 161; Mishkin 2004: 411).

A literatura apresenta ainda a existência de metas operacionais e metas intermediárias, que expressam de forma mais meticulosa como os instrumentos operam visando a consecução dos objetivos propostos. Por exemplo, por meio das operações de mercado aberto é determinada a taxa de juros de curto prazo (meta operacional) que determina a taxa de juros de longo prazo (meta intermediária), o que, por sua vez, afeta a taxa de inflação, o crescimento do produto, etc<sup>2</sup>. Carvalho et al (2007: 161) resumem esta abordagem inserindo ainda a meta operacional reservas agregadas e a meta intermediária agregados monetários:

**Figura 1 – Estrutura analítica da política monetária**

<i>Instrumentos</i>	<i>Metas operacionais</i>	<i>Metas intermediárias</i>	<i>Objetivos</i>
Recolhimentos compulsórios	Taxas de juros de curto prazo	Taxas de juros de longo prazo	Inflação
Redescontos de liquidez	Reservas agregadas	Agregados monetários	Nível de atividade econômica
Operações de mercado aberto			Taxa de desemprego
Outros instrumentos			Outros objetivos

Fonte: Carvalho *et al* (2007: 161)

<sup>2</sup> Os canais de transmissão da política monetária serão detalhados na seção 1.2.

Diversas estratégias de política monetária adotadas no período recente tiveram como eixo comum o uso de âncoras nominais – adoção de variáveis nominais que os policymakers utilizam para controlar o nível de preços – como metas intermediárias visando a consecução do principal objetivo da política monetária, qual seja, o controle da inflação. Neste sentido, três estratégias ganharam relevância no período recente: metas monetárias, metas de taxa de câmbio e metas de inflação (Mishkin 2004: 487).

O regime de metas monetárias consiste no controle da taxa de expansão dos agregados monetários, tais como base monetária, M1, M2 e até M3. Este arranjo, que foi adotado por diversos países centrais nos anos 1970 e perdurou até meados dos anos 1990, tem como principal vantagem permitir que o BC ajuste sua política monetária aos objetivos domésticos. Entretanto, este arranjo traz em seu bojo uma relação estável entre o desempenho dos agregados monetários e a taxa de inflação. E o relaxamento desta hipótese implica diretamente na ineficácia do regime de metas monetárias para controlar a inflação.

As inovações financeiras da década dos anos 1980 e início dos 1990 e a desregulamentação financeira tornaram difícil a tarefa de avaliar a evolução e o comportamento dos agregados monetários. Ademais, como, por exemplo, no caso dos Estados Unidos, houve um quebra na relação até então estável entre o M2 e a atividade econômica – e, por conseguinte, do M2 com a inflação, que culminou no abandono do regime de metas monetárias pelo FED (BC dos EUA) em 1993 (Mishkin 2004: 426).

Apesar de adaptada à realidade dos anos 1990, as metas de taxa de câmbio têm um arcabouço operacional que remonta ao padrão-ouro<sup>3</sup>. Sua principal característica é a fixação da taxa nominal ou real de câmbio do país de alta inflação à moeda do país com baixa taxa de inflação. Do ponto de vista dos defensores deste arranjo, as principais vantagens desta estratégia são: (i) a taxa de inflação doméstica é um espelho da taxa de inflação dos bens transacionáveis, de modo que a taxa de inflação no país inflacionário tende a se comportar tal qual a taxa de inflação do país âncora; (ii) não há autonomia na condução da política monetária, evitando-se, assim, o viés inflacionário e o problema da inconsistência temporal<sup>4</sup>; (iii) fácil entendimento por parte da população.

A despeito de seu relativo sucesso no curto prazo, o regime de metas cambiais foi abandonado no final dos 1990 / início dos 2000. Dentre os principais motivos destacam-se a elevada mobilidade de capitais, que dificultou sobremaneira a manutenção da paridade cambial previamente estabelecida; o elevado repasse dos choques no país âncora para o país

---

<sup>3</sup> Também podemos citar como arranjos de metas de câmbio os regimes *crawling peg*, *currency board* e dolarização.

<sup>4</sup> O problema da inconsistência temporal será tratado na próxima seção.

de alta inflação; e, curiosamente, a falta de autonomia na condução da política monetária interna para fazer frente a estes choques, assim como aqueles restritos a economia doméstica.

Neste contexto, surge como alternativa o regime de metas de inflação (RMI) adotado inicialmente pela Nova Zelândia em 1991. Em linhas gerais, este regime consiste no anúncio público de uma meta numérica de inflação, na adoção de um procedimento operacional, qual seja, o levantamento prospectivo da inflação, utilizado como meta intermediária da política monetária, e na adoção de ações altamente transparentes e de fácil avaliação (*accountability*) das ações do BC junto ao público (Svensson 1998: 14).

Este arranjo ganhou proeminência em função de conter, a priori, vantagens sobre os regimes de metas cambiais e monetárias. De acordo com seus defensores, o RMI teria as principais vantagens de cada uma destas estratégias: tal como o regime de metas monetárias, permite ao BC ajustar a política monetária aos objetivos domésticos, e, analogamente ao regime de metas cambiais, é de fácil compreensão pelo público. Além disso, o RMI não está fortemente calcado na relação entre agregados monetários e inflação, permite um maior controle acerca do desempenho do BC e reduz os efeitos dos choques inflacionários. De acordo com essa linha de raciocínio, por outro lado, o RMI tem três possíveis desvantagens: sinal defasado acerca da consecução da meta, impõe regras rígidas à condução da política monetária<sup>5</sup> e implica numa elevada volatilidade do produto por focar demasiadamente a taxa de inflação (Mishkin 2004: 504).

A avaliação dessas vantagens e desvantagens será, em certa medida, avaliada ao longo da presente dissertação. Por se tratar de um arranjo ainda muito recente em termos históricos e por ter sido adotado em um momento em que a maioria dos BC's de fato iniciou uma política ativa de controle da inflação, a mensuração de seu impacto sobre o controle de preços, produto, emprego, taxa de câmbio, entre outros, é alvo de intenso debate.

Deste modo, visando contextualizar a discussão RMI, na seção 1.1 é apresentado o referencial teórico que alicerça esta estratégia de política monetária. Na seção 1.2 são apresentados os canais teóricos de transmissão da política monetária, isto é, procurar-se-á mostrar os mecanismos pelos quais as ações das autoridades monetárias afetam a taxa de inflação. Já na seção 1.3 são discutidas, ainda sob uma perspectiva teórica, os determinantes da taxa de inflação, tanto no contexto do RMI quanto sob uma abordagem mais ampla.

---

<sup>5</sup> Abordaremos a questão das regras de determinação das taxas de juros no próximo capítulo.

## 1.1 Aspectos teóricos do regime de metas de inflação

O regime de metas de inflação está inserido dentro do que se convencionou chamar de modelagem Novo Keynesiana (*New Keynesian framework*) ou de Novo Consenso Macroeconômico (*New Consensus Macroeconomics, NCM*). Basicamente, esta abordagem determina que uma inflação baixa e estável é um elemento crucial para o crescimento econômico e a política monetária é o mais importante determinante da inflação.

De acordo com (Arestis e Sawyer 2003: 3), o NCM pode ser resumido em três equações: demanda agregada (equação 1), curva de Phillips (equação 2) e regra de política monetária (equação 3).

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + a_1 E_t(Y_{t+1}) - a_3 [R_t - E_t(p_{t+1})] + s_1 \quad (1)$$

$$P_t = b_1 Y_t + b_2 P_{t-1} + b_3 E_t(P_{t+1}) + s_2 \quad (2)$$

$$R_t = (1 - c_3)[RR^* + E_t(p_{t+1}) + c_1 Y_{t-1} + c_2 (p_{t-1} - p^T)] + c_3 R_{t-1} \quad (3)$$

$$\text{com } b_2 + b_3 = 1$$

As variáveis são:  $Y$  é o hiato do produto – diferença entre o produto corrente e o produto potencial;  $R$  é a taxa de juros nominal;  $P$  é a taxa de inflação e  $P^T$  é a meta de inflação;  $RR^*$  é a taxa de juros real de equilíbrio – a taxa de juros que torna o hiato do produto zero, o que acarreta por meio de (2) numa taxa de inflação constante;  $s$  são choques estocásticos; e, por fim,  $E_t$  se refere às expectativas inflacionárias no período  $t$ .

Em que pesem as especificações de alguns autores serem ligeiramente diferentes uma das outras<sup>6</sup>, observa-se que em (1) o PIB corrente é afetado pelo PIB no período anterior e no período seguinte e pela taxa de juros. A equação (2) é uma curva de Phillips dada pelo produto corrente e pela inflação passada e futura<sup>7</sup>. Já a regra de política monetária é dada pela taxa de juros de equilíbrio, pela expectativa de inflação, pelo PIB no período anterior, pela diferença entre a inflação corrente e a meta de inflação (doravante, hiato de inflação) e pela taxa de juros no período anterior. Esta última variável decorre do fato de que as autoridades monetárias manejam as taxas de juros de maneira suave, sem sobressaltos.

Trata-se, portanto, de uma modelagem com três equações e três variáveis desconhecidas (produto, taxa de juros e inflação). A equação (1) é uma curva IS com expectativas, cujas decisões de gasto decorrem da otimização intertemporal de uma função

<sup>6</sup> Em Walsh (2003; 517), por exemplo, nas equações da demanda e da curva de Phillips não existem as variáveis produto defasado e inflação defasada, respectivamente.

<sup>7</sup> Na seção 1.3 apresentaremos a Curva de Phillips com maior detalhe.

utilidade; nesta equação existem ainda elementos defasados e prospectivos com relação ao produto e, deste modo, o modelo permite a existência de preços rígidos e preços completamente flexíveis no longo prazo (Arestis e Sawyer 2003: 4).

Já o termo  $E_t(p_{t+1})$  da equação (2) captura a credibilidade do banco central (BC), de tal forma que quanto mais críveis forem as ações do BC, maior será a possibilidade de se reduzir a inflação corrente sem afetar sobremaneira o produto. Na equação que descreve a regra de definição da taxa de juros, por sua vez, destacam-se a simetria no ajuste da taxa de juros nominal às variações do hiato da inflação – caso a inflação corrente esteja acima/abaixo da meta, a taxa de juros deve ser aumentada/reduzida – e o fato de que esta equação não contém choques estocásticos, o que implica que a política monetária opera sem choques aleatórios.

A restrição  $b_2 + b_3 = 1$  expressa a neutralidade da moeda, isto é, assume-se que variáveis nominais não têm efeito sobre variáveis reais ou, similarmente, as variáveis reais independem da oferta e do estoque de moeda<sup>8</sup>. De forma análoga, o esquema analítico do RMI está calcado em uma curva de oferta determinada pela taxa de desemprego de equilíbrio (doravante NAIRU, *non-accelerating inflation rate of unemployment*). Assim, se a taxa de desemprego corrente estiver acima da NAIRU a inflação se reduz, caso contrário, a inflação aumenta. Deste modo, não existe o *tradeoff* entre inflação e desemprego no longo prazo e a economia deve operar próxima à taxa definida pela NAIRU.

Outro ponto de destaque relaciona-se ao papel desempenhado pela autoridade monetária no que concerne à formação das expectativas dos agentes, expressa pelo termo  $E_t(p_{t+1})$ , na medida em que um dos alicerces do RMI é a transparência e a habilidade do BC em tornar a meta de inflação como o vetor de formação de preços. Entretanto, alguns fatores exógenos ao BC podem afetar a formação das expectativas dos agentes e inflação propriamente dita.

Assim, os efeitos dos choques negativos de oferta, que culminam numa ascensão da taxa de inflação e numa queda do produto, podem ser aprofundados caso o BC opte por tentar conter a escalada de preços via aumento da taxa de juros. Por outro lado, se a autoridade monetária agir de maneira mais parcimoniosa frente ao choque, isso pode comprometer sua reputação na medida em que os bancos centrais são avaliados pelo cumprimento das metas de inflação e não por metas de produto.

---

<sup>8</sup> Isso decorre do fato de que em estado estacionário, a inflação corrente será igual a inflação passada e futura. Assim, reescrevendo e rearranjando a equação 2 temos:  $P = b_1 Y + b_2 P + b_3 P \rightarrow P = \frac{b_1}{(1 - b_2 - b_3)} Y$ .

Deste modo, para quaisquer valores de  $Y > 0$  a inflação crescerá. Essa condição é obtida impondo-se a restrição de que o denominador deve ser igual a 0 ou, de forma equivalente,  $b_2 + b_3 = 1$  (Schwartzman 2006; 143).

Adicionalmente ao foco na estabilidade de preços, o RMI assegura outras três características importantes: credibilidade, visando evitar o problema da inconsistência temporal; flexibilidade, já que o modelo permite à autoridade monetária reagir de maneira ótima<sup>9</sup> a choques não antecipados; e legitimidade, na medida em que o regime de metas de inflação deve atrair o público e o suporte do parlamento (Arestis e Sawyer 2003).

A inconsistência temporal (*time-inconsistency*) foi um problema apontado, inicialmente, por Kydland e Prescott em um artigo seminal de 1977 (Kydland e Prescott 1977). Em prol da adoção de regras ótimas de condução de políticas macroeconômicas, os autores desenvolvem um modelo a partir do qual decisões discricionárias implicam em resultados não-ótimos, que não resultam na maximização social da função objetivo.

Assim, como a função objetivo dos agentes muda conforme mudam suas expectativas, a política discricionária, calcada na seleção da melhor política dada a situação corrente, é sub-ótima. No caso da política monetária, ações adotadas levando-se em conta somente o presente e o passado levarão a um viés inflacionário.

A credibilidade do regime de metas, por assim dizer, evita este tipo de distorção por meio da adoção de “meio termo” entre políticas puramente discricionárias e regras rígidas, qual seja, a discricionariedade restrita (*constrained discretion*): a política monetária impõe disciplina para o banco central e para o governo com um modelo de política flexível, que permite acomodar os choques não antecipados da forma menos nociva possível. Assim, como afirmado anteriormente, para os defensores do RMI é possível combinar em uma mesma modelagem as vantagens das regras e das políticas puramente discricionárias (Arestis e Sawyer 2003 & Posen *et al* 1999).

Adicionalmente, a política monetária deve ser preferencialmente operada por um banco central independente. Além de garantir maior credibilidade junto aos mercados financeiros, o BC deve ser conduzido por expertos visando novamente evitar o problema da inconsistência temporal.

Ainda do ponto de vista teórico, Svensson (1998) entende que o RMI pode ser sumarizado por meio de uma função de perda (*loss function*) que deve ser minimizada pelos bancos centrais. Na grande maioria das vezes essa função de perda contém elementos relativos à inflação e ao produto, configurando o *flexible inflation targeting*, em oposição ao RMI estrito, que foca somente no controle da taxa de inflação. Adicionalmente, o autor

---

<sup>9</sup> Doravante, o termo “ótimo” se refere ao processo de otimização matemática.

ressalta o papel das expectativas de inflação como metas intermediárias dentro do arcabouço do RMI e ainda aponta o RMI como a melhor prática de política monetária:

“(...) *inflation targeting appears to be a commitment to a systematic and rational (that is, optimizing for the given loss function) monetary policy to a greater extent than any other monetary policy regime so far*” (Svensson 1998: 13).

Em outras palavras, a utilização das expectativas de inflação dos agentes, associada ao alto grau de transparência e *accountability* do regime, permite que as condições de primeira ordem no processo de minimização da função de perda do BC sejam plenamente obtidas, criando fortes incentivos para a autoridade monetária manter este comportamento.

Assim, o RMI é estruturado pela definição de quais as variáveis que entram na função de perda dos bancos centrais, isto é, na definição de quais são os objetivos da política monetária, e quais são os pesos dados para cada um destes objetivos. A forma convencional da função de perda é dada pela equação (4) abaixo. Já Walsh (2003: 541) apresenta na equação (5) uma versão um pouco mais completa na medida em que a política será implementada de acordo com a minimização do valor descontado da função de perda:

$$L_t = \frac{1}{2} \left[ (\pi_t - \pi^T)^2 + \lambda y_t^2 \right] \quad (4)$$

$$L_t = E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ (\pi_{t+i} - \pi^T)^2 + \lambda y_{t+i}^2 \right] \quad (5)$$

Onde  $\pi$  é a taxa de inflação no período,  $\pi^T$  é a meta de inflação,  $y$  é o hiato do produto e  $\lambda$  é o peso dado para se atingir o hiato do produto relativamente ao controle da inflação<sup>10</sup>. Evidentemente, objetiva-se é uma inflação igual a meta e um hiato do produto igual a zero

É importante ressaltar que a função de perda – tanto em (4) quanto em (5) – não levam a um viés inflacionário, na medida em que há uma meta implícita de produto determinado pela NAIRU. Na realidade, trata-se apenas da reiteração de que um dos alicerces do RMI é a existência da taxa natural de desemprego. Neste sentido, é importante distinguir que neste arranjo de política monetária existem objetivos de nível e de estabilidade. Para a inflação existem ambos os objetivos; já para o produto existe apenas o objetivo de estabilidade, haja vista que não é passível de escolha o nível de produto (Svensson 1998: 15).

Entretanto, como as ações tomadas no período  $t$  só afetarão a inflação e o produto no futuro, isto é, como a política monetária opera com defasagens, é importante que a política

<sup>10</sup> Valendo-se da taxonomia apresentada anteriormente, quando  $\lambda = 0$  temos o *strict inflation targeting*, enquanto que se  $\lambda > 0$  temos o *flexible inflation targeting*.

monetária dos bancos centrais seja feita com base em expectativas de inflação e expectativas do produto, tal como preconizam (1) e (2). Assim, o objetivo do BC é escolher a taxa de juros  $i_t$  que minimize (6) (Walsh 2003: 543):

$$E_{t-1} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left[ (\pi_{t+i} - \pi^T)^2 + \lambda y_{t+i}^2 \right] \quad (6)$$

É importante ressaltar que as expectativas foram dadas em  $t-1$  para refletir as informações disponíveis ao BC quando a autoridade monetária definiu os parâmetros de sua política monetária.

Com base no acima exposto, esta seção procurou mostrar, em linhas gerais, o arcabouço teórico do regime de metas de inflação. Mostramos que o RMI é um arranjo de política monetária que está calcado nos preceitos do *novo consenso macroeconômico* e que, por isso, (i) a inflação é predominantemente um fenômeno de demanda, (ii) a política monetária não tem efeito sobre o produto e o (iii) BC determina a taxa de juros de maneira ótima por meio da minimização de sua função de perda.

## 1.2 Canais de transmissão

De acordo com a estrutura teórica do RMI, a política monetária opera da seguinte forma: a taxa de juros, determinada pela regra dada pela equação (3), afeta a demanda agregada por meio da equação (1) que, por sua vez, afeta a taxa de inflação pela equação (2). Desta forma, é importante avaliar a dosagem e defasagem da política monetária e previsibilidade dos efeitos da taxa de juros sobre a demanda agregada (Arestis e Sawyer 2003).

Entretanto, a literatura sobre os canais de transmissão da política monetária identifica diversos mecanismos pelos quais as autoridades monetárias conseguem controlar a inflação e afetar o produto. Mishkin (1996) apresenta três grandes canais de transmissão – canal da taxa de juros, canal de preço de ativos e canal de crédito. Kuttner e Mosser (2002) inserem ainda o canal monetarista, que deve ser entendido como pertencente ao grupo de canal de preço dos ativos.

O canal da taxa de juros assume que o grau de substituição entre a moeda e outros ativos financeiros, notadamente ativos líquidos de curto prazo, é muito alto. Assim, como a demanda agregada é muito sensível a variações nas taxas de juros, a política monetária afeta o

nível e o comportamento da economia real (Arestis e Sawyer 2003: 17). Mishkin (1996: 2) aborda analiticamente este comportamento por meio de um processo de expansão monetária, o qual resulta numa variação da demanda agregada que, por sua vez, impacta diretamente os índices de preços:

$$\uparrow M \Rightarrow \downarrow i \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Para os fins desta seção,  $M$  representa a política monetária,  $i$  a taxa de juros,  $I$  é o nível de investimento e  $Y$  é a demanda agregada. Os símbolos  $\uparrow$  e  $\downarrow$  representam, respectivamente, expansão/aumento e contração/redução.

Já o canal dos preços dos ativos contempla dois “sub-canais”: taxa de câmbio e preço dos ativos. A taxa de câmbio afeta a demanda agregada por meio da paridade descoberta da taxa de juros: numa economia com liberdade de capitais e taxa de câmbio flutuante, o patamar da taxa de juros doméstica afeta diretamente a entrada e saída de capitais; quando a taxa de juros doméstica cai, *coeteris paribus*, o retorno sobre as aplicações financeiras domésticas fica menos atrativo vis-à-vis as aplicações financeiras no exterior.

Assim, o afluxo de capitais diminui desvalorizando a taxa de câmbio doméstica ( $\uparrow E$ ). Com isso, os preços dos produtos domésticos no exterior ficam mais baratos, fazendo com que as exportações aumentem ( $\uparrow X$ ), afetando o balanço de pagamento, o nível geral da demanda agregada e, conseqüentemente, a taxa de inflação (Arestis e Sawyer 2003 e Mishkin 1996):

$$\uparrow M \Rightarrow \downarrow i \Rightarrow \uparrow E \Rightarrow \uparrow X \Rightarrow \uparrow Y$$

O “sub-canal” preço dos ativos, por sua vez, é subdividido em três mecanismos principais: o  $q$  de Tobin, efeito riqueza e o canal monetarista. O  $q$  de James Tobin é o quociente entre o valor de mercado das firmas pelo custo de reposição dos bens de capital. Um  $q$  superior a unidade significa que o valor de mercado daquela empresa é capaz de gerar um excedente sobre seu próprio valor.

A política monetária afeta a determinação dos gastos em investimento por parte das firmas de acordo com seus respectivos valores  $q$ . Uma política monetária expansionista provoca uma redução na participação de moeda em seus portfólios, promovendo-se, assim, uma busca por ações negociadas em bolsas de valores. Deste modo, estes papéis se valorizam -  $\uparrow P$  - o que leva a um aumento no valor  $q$  que eleva os investimentos. Mishkin (1996: 7) resume este processo da seguinte forma:

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P \Rightarrow \uparrow q \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Já o efeito riqueza assume que a maior parte da riqueza dos agentes é composta por ativos financeiros e uma valorização no preço destes ativos leva a uma elevação na riqueza dos agentes -  $\uparrow$  riqueza - o que aumentando o consumo. A política monetária, portanto, ao afetar o preço destes ativos, afeta o valor da riqueza financeira dos agentes, o que impacta o consumo, a demanda agregada e a inflação:

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P \Rightarrow \uparrow \text{riqueza} \Rightarrow \uparrow \text{consumo} \Rightarrow \uparrow Y$$

A idéia que está subjacente a este efeito é o conceito da curva de rendimentos. A curva de rendimentos é construída a partir das observações do comportamento das taxas de juros com relação às respectivas maturidades dos papéis a que se referem, supondo-se que estes contratos sejam idênticos em tudo exceto com relação a sua duração.

Este conceito implica que alterações na taxa de juros de curto prazo afetam a taxa de juros no médio e longo prazo. Mais especificamente: uma alteração nas taxas de juros de curto prazo promove um realinhamento no comportamento nas taxas de juros de prazos mais longos, implicando em alterações nos preços dos ativos remunerados por estas taxas. Sob este prisma, o BC afetaria todas as taxas de juros da economia apenas alterando a taxa de juros de curto prazo.

Por fim, vale dizer, Mishkin (1996: 8) ressalta que tanto o canal do  $q$  de Tobin quanto o canal do efeito riqueza sobre o consumo podem e devem ser estendidos às unidades familiares no que tange o mercado imobiliário, o que implica que há um mecanismo de transmissão da política monetária que opera pelo preço da terra e das residências em geral.

A lógica do canal monetarista assemelha-se àquela do canal da taxa de juros, mas difere fortemente desta no que concerne às causas e efeitos sobre a inflação. Se o grau de substituição entre a moeda e uma ampla variedade de ativos, incluindo ativos reais, for elevada, aumentos na oferta de moeda afetarão os preços relativos destes ativos. Assim, as autoridades monetárias deveriam fixar a oferta de moeda e deixar que a taxa de juros seja determinada endogenamente.

De maneira análoga, mudanças na composição dos portfólios dos agentes decorrentes da política monetária promovem uma alteração nos preços relativos, apresentando, assim, efeitos reais. Deste modo, a taxa de juros figura apenas como um dos diversos preços de ativos (Kuttner e Mosser 2002).

O canal de crédito se assenta no conceito de informação assimétrica nos mercados financeiros, isto é, na existência de problemas relacionados às informações disponíveis entre os agentes – tomadores e emprestadores – que culminam em altos custos, elevadas taxas de

juros, seleção de projetos excessivamente arriscados, entre outros, decorrentes dos problemas de seleção adversa e risco moral.

Este canal pode ser dividido em dois mecanismos relacionados ao mercado de crédito: canal dos empréstimos bancários e canal de balanço das firmas. O canal dos empréstimos bancários, também conhecido como *narrow credit channel*, concentra-se no papel dos bancos como credores. Quaisquer ações que alterem a quantidade de recursos disponíveis dos bancos afetarão a quantidade de empréstimos concedidos ao setor privado. E como um número significativo de empresas e famílias depende dos empréstimos bancários, a demanda agregada e a inflação serão afetadas.

Partindo-se da premissa de que os bancos podem resolver problemas de informação assimétrica no mercado de crédito, uma política monetária expansiva leva a um aumento nos depósitos e nas reservas bancárias -  $\uparrow$  *depósitos bancários* - o que leva a um aumento na quantidade de empréstimos bancários disponíveis -  $\uparrow$  *empréstimos bancários*. Com isso, haverá um aumento nos investimentos e possivelmente sobre o consumo, aumentando-se novamente o nível de produto.

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow \text{depósitos bancários} \Rightarrow \uparrow \text{empréstimos bancários} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

O processo de transmissão da política monetária via canais de empréstimos bancários também pode ser entendido por meio de variações na taxa de redesconto ou por meio do racionamento quantitativo das reservas bancárias. De modo análogo, qualquer uma destas medidas levará a variações sobre os empréstimos bancários, alterando o volume de investimento e, conseqüentemente, o nível do produto.

O canal do balanço das firmas ou *broad credit channel*, por sua vez, também decorre da existência de informação assimétrica no mercado de crédito: quanto mais baixo o patrimônio líquido das firmas – e com isso menores as garantias (colaterais) dos empréstimos – mais severos serão os problemas de seleção adversa e risco moral que estas firmas estarão sujeitas.

O balanço das firmas funciona da seguinte maneira: uma política monetária expansionista, ao promover um aumento no preço de suas ações – analogamente ao processo relacionado ao  $q$  de Tobin – aumenta seu patrimônio líquido dessas empresas, aumentando o investimento e o produto por implicar em uma redução nos custos associados à seleção adversa e ao risco moral -  $\downarrow$  *seleção adversa* e  $\downarrow$  *risco moral* – que leva a um aumento nos empréstimos bancários. Analiticamente temos:

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P \Rightarrow \downarrow \text{seleção adversa} \downarrow \text{risco moral} \Rightarrow \uparrow \text{empréstimos bancários} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Outro canal de transmissão da política monetária sob este prisma é relacionado à redução da taxa de juros fruto de uma expansão monetária, culminando em um aumento no fluxo de caixa das empresas -  $\uparrow$  *fluxo de caixa*. Novamente este processo desencadeará uma redução nos custos decorrentes da seleção adversa e do risco moral, aumentando o nível do volume empréstimos, investimentos e do produto.

$$\uparrow M \Rightarrow \downarrow i \Rightarrow \uparrow \text{fluxo de caixa} \Rightarrow \downarrow \text{seleção adversa} \downarrow \text{risco moral} \Rightarrow \uparrow \text{empréstimos} \\ \text{bancários} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

Uma importante característica deste mecanismo de transmissão é que cabe à taxa de juros nominal afetar o fluxo de caixa das empresas e, por conseguinte, o investimento, e não à taxa real de juros tal como no canal da taxa de juros apresentada no início dessa seção (Mishkin 2004: 623).

O canal do nível geral de preços representa outro mecanismo pelo qual a política monetária pode operar. Este canal está assentado na hipótese de que os contratos de dívidas são firmados em termos nominais e um processo de aumento não antecipado de nível de preços -  $\uparrow P$  *não antecipado* – diminui o passivo das firmas em termos reais, mas não diminui o valor real de seu ativo. Com isso, o patrimônio líquido dessas empresas se eleva, diminuindo problemas de seleção adversa e de risco moral, levando a um aumento nos empréstimos, nos investimentos e no produto, afetando a inflação:

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P \text{ não antecipado} \Rightarrow \downarrow \text{seleção adversa} \downarrow \text{risco moral} \Rightarrow \uparrow \text{empréstimos} \\ \text{bancários} \Rightarrow \uparrow I \Rightarrow \uparrow Y$$

A literatura identifica ainda o canal *household liquidity effects* (canal de liquidez das famílias), que foca na capacidade/disponibilidade de consumir ao invés da capacidade/disponibilidade de emprestar, como foi o caso demais canais de crédito. Como o próprio nome sugere, as famílias que possuem ativos ilíquidos, como bens de consumo duráveis e imóveis, obterão um deságio na venda destes ativos face uma crise econômica. Entretanto, se possuem ativos líquidos como títulos e ações, as famílias poderão vendê-los facilmente, sem perdas consideráveis em seu valor nominal.

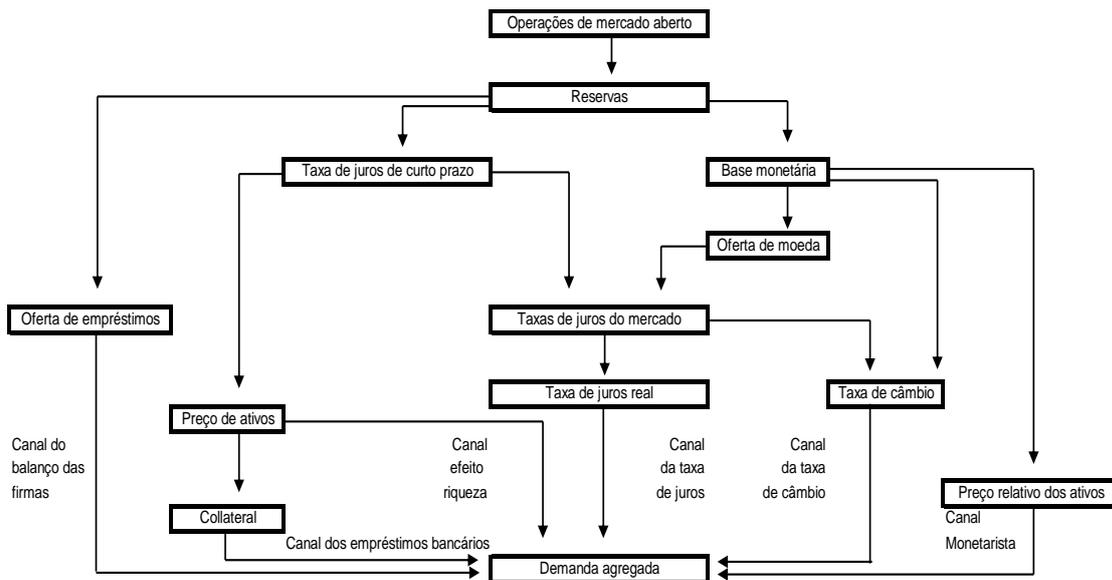
Quando os consumidores apresentam uma situação financeiramente confortável, entendida como um elevada riqueza financeira vis-à-vis um reduzido (ou nenhum) endividamento, suas expectativas de serem acometidos por uma crise financeira é pequena. Com isso, um aumento nos preços de suas ações leva a um aumento no valor de sua renda financeira -  $\uparrow$  *renda financeira* - levando a uma redução de suas expectativas com relação aos efeitos deletérios de uma possível crise financeira -  $\downarrow$  *expectativa de uma crise financeira* -

estimulando-os, assim, a consumir mais e a gastar mais em investimentos residenciais -  $\uparrow$  *consumo e gastos residenciais* (Mishkin 2004: 623-625).

$$\uparrow M \Rightarrow \uparrow P \Rightarrow \uparrow \text{renda financeira} \Rightarrow \downarrow \text{expectativa de uma crise financeira} \Rightarrow \uparrow \text{consumo e gastos residenciais} \Rightarrow \uparrow Y$$

De maneira simplificada podemos sintetizar os principais canais de transmissão da política monetária apresentados até aqui por meio da Figura 2 abaixo:

**Figura 2 – Canais teóricos de transmissão da política monetária**



Fonte:

Kuttner e Mosser (2002: 16)

Por fim, merece destaque ainda o papel das expectativas dos agentes com relação à condução da política monetária, notadamente dentro do RMI. De acordo com a crítica de Lucas, a interação entre as variáveis é suscetível à variações na forma como os *policy makers* conduzem a economia, de modo que mudanças nas políticas econômicas podem mudar as relações entre as variáveis (Romer 2001: 275). Assim, as expectativas dos agentes impactam a inflação corrente e futura, pois face uma política monetária equivocadamente expansionista os preços poderão ser reajustados antes mesmo de que os efeitos dessa política sejam sentidos.

Nesta seção discutimos os canais teóricos pelos quais a política monetária afeta a inflação. Apresentamos diversos canais além do canal comumente associado ao regime de metas de inflação (canal da taxa de juros).

Adicionalmente, finalizaremos o presente capítulo com uma seção destinada a apresentar os principais determinantes teóricos da inflação. Optamos por incluir essa seção, a despeito da abordagem do RMI claramente identificar a Curva de Phillips como elemento norteador da política monetária, devido ao fato de que a inflação é um fenômeno

extremamente complexo, de modo que o entendimento deste processo requer uma avaliação mais abrangente.

### 1.3 Determinantes da inflação

Como ficou evidente nas seções anteriores, a inflação dentro da lógica do RMI é um problema predominantemente de demanda que deve ser controlada por meio da utilização da taxa de juros. Arestis e Sawyer (2003: 15) questionam a validade desta argumentação por meio de três perguntas: qual é a efetividade da política monetária em influenciar a demanda agregada e, portanto, a inflação? Se a inflação for um fenômeno de demanda, e não um fenômeno de custo, em que sentido a política monetária é um processo mais eficaz de influenciar a demanda? E, por fim, em que medida processos inflacionários não relacionados à demanda – por exemplo, pressão de custos – podem ser negligenciados na análise dos determinantes da inflação, tal como é realizado na modelagem do “novo consenso macroeconômico”?

O debate acerca dos determinantes da inflação é uma antiga discussão teórica que, muitas vezes, é resumido de maneira simplificada pelo embate entre monetaristas e keynesianos. Entretanto, uma análise mais pormenorizada acerca das teorias de inflação mostra que existem diversas abordagens que vão além dessa dicotomia.

A teoria quantitativa da moeda ou visão monetarista está assentada nesta relação entre expansão da quantidade de meios de pagamento e variação dos preços. A chamada equação de Cambridge determina o equilíbrio entre a oferta e a demanda de moeda, sendo esta última uma função proporcional à renda (Marques 1987: 186):

$$M_d = kPy \tag{7}$$

$$M_d = M_s = M \tag{8}$$

Onde  $M_d$  é a demanda de moeda,  $M_s$  é a oferta de moeda,  $M$  é o estoque de moeda,  $k$  é o coeficiente de retenção da moeda,  $P$  é o nível geral de preços e  $y$  é o produto real.

Como fica evidente em (7) e (8) não há taxa de juros nessa abordagem, de modo que a moeda é usada somente para transação.

Irving Fischer, por sua vez, descreveu a teoria quantitativa da moeda por meio da equação de trocas, na qual a moeda é novamente utilizada apenas como meio de troca:

$$MV = PT \tag{9}$$

Onde  $V$  é a velocidade de circulação da moeda e  $T$  é o volume físico de transações na economia.

Conforme ressalta Marques (1986: 187), duas hipóteses estão implícitas em (8) e (9): a velocidade de circulação  $V$  ou o coeficiente de retenção da moeda  $k$  sejam constantes ou relativamente constantes ao longo do tempo e a demanda de moeda é independente da oferta de moeda, de modo que as autoridades monetárias possuam pleno controle da taxa de expansão da moeda (oferta de moeda é exógena).

Neste sentido, esta abordagem supõe a neutralidade da moeda, pois as variáveis nominais não têm efeito sobre variáveis reais. A taxa de inflação, portanto, decorre da taxa de expansão dos meios de pagamento acima da taxa de crescimento do produto real. Isso é facilmente verificado rearranjando-se (8), aplicando-se logaritmo e derivando-se com relação ao tempo:

$$P = \frac{M}{ky}$$

$$\ln(P) = \ln\left(\frac{M}{ky}\right)$$

$$\dot{P} = \dot{M} - \dot{k} - \dot{y}$$

Como  $k$  é constante por hipótese:

$$\dot{P} = \dot{M} - \dot{y} \tag{10}$$

Analogamente em (9) obtém-se:

$$\dot{P} = \dot{M} - \dot{T} \tag{11}$$

Desta feita, a redução da taxa de crescimento dos meios de pagamento é o melhor instrumento para o controle da inflação, assumindo a hipótese de estabilidade de  $V$  ou  $k$ . Todavia, a crise dos anos 1930 mostrou que a velocidade de circulação da moeda era instável, o que inviabilizou esta abordagem, pelo menos nestes termos.

Milton Friedman redesenhou a teoria quantitativa de moeda por meio de uma nova versão da demanda de moeda. Reconhecendo outras funções para a moeda – portfólio para os indivíduos e bem de capital para as empresas – o autor derivou a demanda real de moeda como sendo uma função da renda real ou permanente ( $y$ ), da taxa de juros nominal ( $r$ ), da taxa esperada de inflação ( $P^e$ ), entre outros fatores:

$$\frac{M^d}{P} = f(y, r, P^e, \dots) \tag{12}$$

A principal diferença desta abordagem com relação à anteriormente apresentada é que a neutralidade da moeda agora se dá no longo prazo, isto é, variáveis nominais têm efeitos reais somente no curto prazo, de modo que no futuro a taxa de inflação será igual à taxa de expansão da moeda, com o produto retornando ao patamar anterior ao aumento dos meios de pagamento.

Mishkin (2004: 635-636) expressa este comportamento por meio do tradicional diagrama nível de preços *versus* produto agregado. Uma elevação constante em  $M$  acarreta num produto de equilíbrio superior ao produto natural – a curva da demanda agregada se desloca paralelamente para a direita. Entretanto, este efeito é temporário, porque o aumento do produto levará a uma redução na taxa de desemprego, que resultará numa elevação dos salários, deslocando a curva de oferta agregada para a esquerda. No novo equilíbrio o produto retorna à sua taxa natural, mas a um nível de preços mais elevado. Este autor ainda destaca que nessa leitura a única causa do rápido aumento da taxa de inflação é o elevado aumento da taxa de crescimento da oferta de moeda.

Assim, em linhas gerais, a abordagem da teoria quantitativa, em qualquer uma de suas variantes, está em consonância com alguns dos pressupostos teóricos do *novo consenso macroeconômico*. Em que pese no RMI o instrumento de controle da taxa de inflação não ser o controle dos agregados monetários, mas sim a taxa de juros, o produto é determinado pelo lado da oferta da economia. Deste modo, quaisquer tentativas de relaxamento da política monetária não afetam a taxa de crescimento do produto no longo prazo, haja vista seu limite estar previamente determinado por sua taxa natural.

A visão keynesiana convencional, por sua vez, vai de encontro com a abordagem monetarista. O produto de equilíbrio é determinado pela demanda efetiva, dada pela soma do consumo ( $C$ ) e do investimento ( $I$ ), sendo o primeiro uma função da renda real<sup>11</sup>:

$$Y^d = C + I \quad (13)$$

$$Y^d = Y = Y^e \quad (14)$$

Onde  $C = C(y)$ ,  $0 < C'(y) < 1$ ,  $Y^d$  é a demanda efetiva e  $Y^e$  é a renda real de equilíbrio.

Se o produto estiver em um patamar inferior ao estabelecido pelo produto do pleno emprego, uma expansão da demanda efetiva gera uma elevação da renda e dos preços. Entretanto, este efeito será temporário:

*“Esta situação (...) não representa um estado de inflação ‘verdadeira’, já que a natureza do aumento de preços é puramente adaptativa, no sentido de que durante o processo produtivo alguns fatores se tornam escassos enquanto outros continuam*

<sup>11</sup> Como ressalta Marques (1987: 191), a introdução do governo e do setor externo, usualmente presente nos manuais de macroeconomia, é uma extensão do modelo keynesiano original.

*ociosos. A inflação ‘verdadeira’ passa a existir quando um incremento na demanda efetiva não mais se traduz em variação do produto real, mas apenas em crescimento dos preços. Este fenômeno ocorre quando os recursos da economia estão sendo totalmente utilizados” (Marques 1987: 192).*

Ademais, a abordagem keynesiana permite que a inflação seja decorrente de fatores além da expansão dos meios de pagamento. Por este motivo também, a política fiscal pode ser considerada um instrumento adequado para o controle dos índices de preços, haja vista os problemas relacionados à política monetária e à taxa de juros, como em situações de armadilha de liquidez<sup>12</sup>.

Entretanto, há o reconhecimento de que a expansão constante da oferta de moeda leva ao crescimento sustentado dos preços. Além deste ponto em comum com a abordagem monetarista, existe outro ponto de convergência: em ambas as leituras a inflação ocorre quando a demanda agregada for maior que o produto dado pelo pleno emprego (para os keynesianos) / produto natural (para os monetaristas) (Marques 1987: 192; Mishkin 2004: 638).

Como dito no início desta seção, existem abordagens teóricas acerca dos determinantes da inflação que vão além do conhecido embate keynesianos X monetaristas. A abordagem de inflação de custos vis-à-vis inflação de demanda é um exemplo. O problema com esta leitura, entretanto, é a dificuldade em se identificar a natureza da pressão inflacionária, haja vista que facilmente o aumento via demanda alimenta o processo via custos e vice-versa. De todo modo, se o aumento de preços advier de pressões do lado da demanda, políticas fiscal e monetária restritivas são os instrumentos adequados; se advier do lado dos custos, políticas de preços e de rendas são indicadas para controlar a inflação (Marques 1987: 192)

A inflação de custos é normalmente associada a aumentos dos salários acima do crescimento da produtividade, de tal forma que a pressão por maiores salários por parte dos sindicatos promoverá um deslocamento da curva de oferta agregada, resultando numa taxa de inflação maior com um produto de equilíbrio menor. É possível ainda identificar pressões de custo por maiores lucros por parte das empresas monopolistas ou oligopolistas, na medida em que essas empresas podem aumentar as margens de *mark-up* independentemente do comportamento dos demais custos e das condições de demanda.

A Curva de Phillips apresentada no início da seção como um dos pilares do RMI foi inicialmente desenvolvida no final dos anos 1950. Ela decorreu da verificação empírica de

---

<sup>12</sup> Armadilha da liquidez é uma situação na qual a política monetária não tem efeito sobre o produto, pois a preferência por liquidez dos agentes se torna absoluta (a taxa de juros é tão baixa que os agentes preferirão manter recursos líquidos a conservar títulos). Neste caso, somente a política fiscal tem efeitos reais.

uma forte relação inversa e não-linear entre a taxa de variação dos salários e a taxa de desemprego no Reino Unido entre 1861-1957. A taxa de desemprego para a qual a taxa de variação dos salários é zero foi denominada de taxa natural de desemprego.

Contudo, como destaca Marques (1986: 204), estudos posteriores mostraram que as variações nos salários nominais são mais bem explicadas pela diferença entre a taxa de desemprego corrente e a taxa natural de desemprego. Adicionalmente, a Curva de Phillips é usada também utilizando o índice de preços ao invés da variação dos salários. Este passo é feito ao se assumir que a taxa de inflação é dada pela diferença entre a taxa de crescimento da remuneração do trabalho pela taxa de crescimento da produtividade média da mão-de-obra.

Uma versão mais recente da Curva de Phillips está relacionada ao hiato do produto, na medida em que existe uma forte relação deste com a diferença entre a taxa de desemprego corrente e a taxa natural de desemprego. Como pode ser visto por (15), se houver pleno emprego ou, de maneira equivalente, se a economia estiver operando com sua capacidade máxima, o produto corrente será igual ao produto potencial e a taxa de inflação será zero:

$$\dot{P} = \phi(Y^p - Y) - \dot{q} \quad (15)$$

Onde é  $\dot{P}$  a taxa de inflação,  $Y^p$  é o produto potencial e  $\dot{q}$  é a produtividade média da mão-de-obra.

Deste modo, a Curva de Phillips apresentada em (2) é obtida adicionando-se a taxa de inflação defasada e, sobretudo, a taxa de inflação esperada. Nessa abordagem, o *trade-off* entre inflação e desemprego/crescimento ocorre transitoriamente. Para simplificar, suponhamos uma versão simplificada de (2) que não contenha a inflação defasada:

$$\dot{P} = \alpha P^e + \phi(Y^p - Y) - \dot{q} \quad (16)$$

Onde  $P^e$  é a inflação esperada.

Para que a inflação esperada seja igual a inflação corrente, temos que:

$$\dot{P} = \frac{\phi(Y^p - Y)}{1 - \alpha} \quad (\text{supondo, adicionalmente, que } \dot{q} = 0) \quad (17)$$

Assim, caso  $\alpha = 1$ , a Curva de Phillips é vertical e o produto potencial é igual ao produto corrente, para qualquer taxa de inflação (Marques 1987: 208)<sup>13</sup>.

Raciocínio análogo deve ser feito com relação às equações apresentada para o RMI na seção 1.1: a condição de neutralidade da moeda é dada pelos coeficientes da inflação passada e esperada. Ademais, supondo que a expectativa dos agentes seja igual a meta de inflação, o

<sup>13</sup> Notar que  $\alpha = 1$  é uma restrição tal qual a apresentada na seção 1.1 ( $b_2 + b_3 = 1$ ).

produto da economia será igual ao produto potencial e a política monetária não afeta a taxa de crescimento da economia no arcabouço institucional do regime de metas de inflação.

Existe ainda a visão estruturalista da inflação, desenvolvida na América Latina a partir dos anos 1950. De acordo com esta abordagem, a inflação não decorre de políticas monetária e fiscal inadequadas, mas sim de problemas associados à estrutura econômica inerentes ao processo de desenvolvimento. Grosso modo são identificadas três fontes de pressão inflacionária: estrutural, circunstancial e acumulativa.

A pressão estrutural está associada ao desequilíbrio no setor externo dos países em desenvolvimento: como a pauta de exportação dessas economias é pouco diversificada e muito concentrada em produtos agrícolas, a receita das exportações é instável e está limitada à baixa elasticidade renda da demanda externa por estes bens. As importações, por outro lado, são pressionadas pelo processo de substituição das importações e pela elevada elasticidade renda da demanda por bens industrializados. Consequentemente tem-se um desequilíbrio estrutural que é mais facilmente amenizado por meio de desvalorizações da taxa de câmbio – aumentando as receitas das exportações e reduzindo as despesas com importações – cujos efeitos são a elevação dos preços.

Já as pressões circunstanciais decorrem da elevação exógena do preço de produtos importados e do aumento dos gastos públicos em situações emergenciais; as pressões inflacionárias acumulativas, por sua vez, estão associadas a desequilíbrios nos preços relativos (Marques 1987: 213-214).

A teoria pós-keynesiana (PK)<sup>14</sup>, por sua vez, defende que a moeda não é neutra no curto e no longo prazo, o que significa que não existe equilíbrio no longo prazo independente da política monetária (Carvalho 1992: 38); adicionalmente, a economia não pode ser avaliada negligenciando-se o nível da demanda agregada – que é importante não somente a determinação do nível de atividade econômica, mas também por sua influência sobre a taxa de investimento (Arestis e Sawyer 2005: 966). Mais especificamente, a teoria PK considera que variáveis nominais afetam variáveis reais no longo prazo porque mudanças na taxa de juros nominal de curto prazo têm efeitos permanentes sobre as decisões de investimento (Arestis e Sawyer 2006: 16). Mudanças no nível dos gastos com investimentos afetam não somente o nível de demanda agregada por meio do multiplicador de investimento keynesiano, e assim o nível corrente de desemprego, como também a taxa de desemprego de equilíbrio – ou seja, o nível de desemprego no qual a inflação é constante ao longo do tempo – devido aos seus

---

<sup>14</sup> A abordagem da teoria pós-keynesiana desenvolvida nesta seção está baseada no trabalho de Squeff, Paula e Oreiro (2008).

efeitos sobre o nível de utilização da capacidade instalada e, por meio desta, o nível do salário real que as firmas estão dispostas a pagar aos seus trabalhadores.

Uma redução nos gastos com investimento, decorrente de uma política monetária restritiva, resultará no aumento do desemprego corrente e na elevação do nível de desemprego no qual a inflação é constante ao longo do tempo. Assim, a taxa de desemprego de equilíbrio depende do comportamento do desemprego corrente, tornando-se, assim, um equilíbrio *path-dependent*. Este comportamento, por outro lado, é determinado pela dinâmica da demanda agregada que é amplamente influenciada pela operacionalização da política monetária (Arestis e Sawyer 2005: 967). Portanto, a moeda é não-neutra no equilíbrio de longo prazo do sistema.

Já no trabalho de Sawyer (2006: 646-647), no qual se discute até que ponto as recomendações de política monetária do NCM estão pautadas nos trabalhos de Keynes, um dos pontos de divergência entre essas abordagens reside no entendimento acerca das causas da inflação: para os defensores do *Novo Consenso* o aumento de preços decorre, sobretudo, de pressões do lado da demanda, na medida em que a versão da curva de Phillips dessa abordagem desconsidera, em sua grande maioria, o papel dos salários, custos e preços das importações.

Neste sentido, o autor salienta que Keynes contemplava a questão da pressão inflacionária advinda tanto do lado da demanda quanto do lado da oferta e que, portanto, a idéia de uma curva de Phillips vertical está totalmente fora de seu modelo teórico. Adicionalmente, Sawyer (2006: 647) afirma que na abordagem keynesiana a pressão inflacionária decorre, sobretudo, de variações na taxa de câmbio e um banco central independente deve agir no sentido de atenuar este impacto.

Estas são as bases da chamada visão estruturalista da inflação do ponto de vista PK, a qual determina que a taxa de inflação resulta de um conflito entre os trabalhadores e capitalistas acerca da distribuição da renda e dos custos de fatores, como o preços de matérias-primas, como o preço do petróleo (Arestis e Sawyer 2005). Nesta abordagem, se a meta de salário dos trabalhadores e a meta de *mark-up* das firmas são exogenamente determinadas, a taxa de inflação é insensível à variações na taxa de juros de curto prazo determinados pelos BCs (Palley 1996: 182). De modo geral, entretanto, como a meta de salário e meta de margem de lucro são sensíveis à variações na taxa de desemprego, uma política monetária restritiva pode induzir os sindicatos a aceitarem metas de salário mais baixas para os salários reais e/ou induzir os empresários a aceitarem uma margem de lucro

menor, reestabelecendo o equilíbrio da distribuição da renda e interrompendo o processo de aceleração da inflação.

Os custos dessa política, todavia, são elevados:

*“(...)monetary policy by the central bank are implicitly indorsing an incomes policy based on ‘fear’ of loss of jobs and sales revenues for firms that produce goods and services domestically” (Davidson 2006: 701).*

Para os economistas PK uma política mais adequada de controle de inflação decorrente do conflito distributivo entre salários e lucros deve ser a adoção de algum tipo de política de rendas que propiciem a conciliação entre as demandas dos capitalistas e dos trabalhadores por outros meios que não resulte em um aumento na taxa de desemprego (Davidson 2006: 700). Embora uma política monetária restritiva possa ser usada para reduzir a taxa de inflação numa situação onde as metas de salários reais e de *mark-up* são sensíveis às mudanças na taxa de desemprego, a redução da taxa de inflação deverá ser acompanhada por uma política de renda que equalize ambos os objetivos a um baixo nível de desemprego.

Em resumo, são diversas abordagens de inflação existentes, cada qual com suas especificidades quanto à natureza do processo inflacionário e com relação às políticas mais adequadas a serem utilizadas para o controle do aumento dos preços. A presente seção, deste modo, procurou mostrar algumas das principais abordagens teóricas a respeito dos determinantes da inflação visando contextualizar a discussão feita nos capítulos subseqüentes.

Neste capítulo, discutimos brevemente os principais arranjos de política monetária adotados no século XX, dando ênfase especial ao regime de metas de inflação, disseminado no final do século passado. Neste sentido, na seção 1.1 contextualizamos do ponto de vista teórico o RMI, destacando as hipóteses que estão subjacentes à sua modelagem, como a questão da neutralidade da moeda e a curva de Phillips. Na seção seguinte mostramos os principais mecanismos teóricos de transmissão da política monetária. Por fim, na seção 1.3 fizemos uma breve resenha acerca dos determinantes da inflação de acordo com as principais escolas de pensamento em economia.

## 2 – REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL E AS TAXAS DE INFLAÇÃO, DE JUROS E DE CÂMBIO

O regime de metas de inflação foi implantado no Brasil em 1999, em um contexto de elevada instabilidade da economia brasileira. No início daquele ano o câmbio semi-fixo, que vigorou desde a implantação do Plano Real em julho de 1994, foi abandonado; na realidade, o Banco Central do Brasil (BCB) se viu compelido a abandonar o controle da taxa de câmbio, haja vista a deterioração de diversos indicadores de solvência externa<sup>15</sup>.

A análise do processo de desinflação apresentado pela economia brasileira nos últimos anos deve ser avaliado, notadamente, sob dois prismas: pela gestão da política monetária no contexto do RMI e pelo comportamento de outras variáveis macroeconômicas. Neste sentido, é importante ressaltar que estes duas óticas podem – e certamente estão – correlacionados, na medida em que a condução da política monetária do BCB afeta diversas variáveis além da inflação e estas, por sua vez, agem sobre o índice de preços.

Deste modo, na seção 2.1 apresentaremos o arcabouço normativo do regime de metas de inflação no Brasil. Na seção 2.2 apresentamos brevemente o comportamento da taxa de juros básica da economia brasileira, a taxa fixada no Sistema Especial de Liquidação e Custódia (doravante Selic ou taxa Selic). Dado o intenso debate acerca do elevado patamar da Selic vis-à-vis outras economias em desenvolvimento, esta seção é concluída com uma breve resenha acerca dos principais estudos que estimaram a regra de Taylor<sup>16</sup> para o Brasil. Por fim, na última seção discutimos o comportamento do IPCA e da taxa de câmbio nominal com ferramentas de estatística descritiva; objetivamos especular sobre uma possível interação entre estas variáveis, tendo em vista os canais de transmissão da política monetária e os determinantes da inflação dentro do contexto do RMI.

---

<sup>15</sup> O saldo em transações correntes acumulado em 12 meses (em % PIB), por exemplo, se deteriorou de forma abrupta enquanto perdurou o regime de câmbio semi-fixo: de -0,33% em dezembro de 1994 para -3,96% em dezembro de 1998 (Banco Central do Brasil 2008).

<sup>16</sup> Taylor, em um artigo seminal de 1993, argumentou que a taxa de juros deve reagir às variações no nível de preços e de renda de acordo com uma regra ótima de política monetária visando o controle da inflação. A relevância deste artigo foi de tal monta que esta função de reação da autoridade monetária foi cunhada de Regra de Taylor. A regra de política monetária da equação (3) é uma regra de Taylor.

## 2.1 O regime de metas de inflação no Brasil

O Artigo 1º do Decreto 3.088, de 21/06/1999, estabeleceu “como diretriz para fixação do regime de política monetária [no Brasil] a sistemática de ‘metas de inflação’”. Composto por apenas seis artigos, o referido decreto delineou em termos gerais o RMI brasileiro:

- As metas de inflação e os respectivos intervalos de tolerância serão definidos pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), mediante proposta do Ministro da Fazenda;
- A meta de inflação do ano  $t+2$  deve ser fixada até 30 de junho do ano  $t$ ;
- O BCB deve executar as políticas necessárias para o cumprimento das metas;
- O índice de preços será escolhido pelo CMN, mediante proposta do Ministro da Fazenda;
- A meta de inflação será considerada cumprida quando a variação acumulada da inflação entre janeiro e dezembro de cada ano calendário estiver dentro da faixa de seu intervalo de tolerância;
- Caso a meta não seja cumprida, o presidente do BCB enviará uma carta aberta ao Ministro da Fazenda apresentando as razões para o descumprimento. Esta carta deverá conter a descrição detalhada das causas do descumprimento, as providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos e o prazo no qual se espera que as providências produzam efeito;
- O BCB divulgará, até o último dia de cada trimestre civil, um relatório de inflação abordando o desempenho do RMI, os resultados de suas decisões e uma avaliação prospectiva da inflação.

Entretanto, algumas observações sobre o RMI brasileiro se fazem necessárias a fim de elucidar as especificidades do regime de política monetária vigente no País. O índice de preços de referência é o Índice de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA. Calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o IPCA apura mensalmente os preços de uma cesta de bens e serviços identificados na Pesquisa de Orçamentos Familiares 2002-2003, tendo como população objetivo as famílias com rendimentos mensais entre 1 e 40 salários mínimos residentes nas áreas urbanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e Goiânia. O Brasil

utiliza o índice “cheio” do IPCA, ao contrário de outros países que utilizam o índice expurgado de preços altamente sensíveis a choques de oferta, como alimentos e energia.

À semelhança do que ocorre na maioria dos países que adotaram o RMI, o principal instrumento utilizado pela autoridade monetária para o cumprimento da meta de inflação é a taxa de juros de curto prazo. No caso brasileiro, trata-se da taxa Selic, a taxa que equilibra o mercado de reservas bancárias. A taxa Selic – ou simplesmente Selic – é a taxa de juros média incidente sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil lastreados em títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia. O Comitê de Política Monetária (doravante COPOM) fixa a meta da taxa Selic e compete à mesa de operações de mercado aberto do BCB manter a Selic diária próxima à meta fixada pelo COPOM (Banco Central do Brasil 2007).

Adicionalmente, o RMI brasileiro, à semelhança das experiências internacionais, é marcado por sua elevada transparência. Além dos Relatórios de Inflação, também são publicadas as Atas das Reuniões do COPOM, Notas à Imprensa e diversos estudos sobre a gestão e condução da política monetária no Brasil. São realizadas também análises prospectivas da inflação pela própria instituição e de participantes do mercado financeiro e de empresas de consultoria – boletim Focus – coletado pela Gerência-Executiva de Relacionamento com Investidores.

Deste modo, objetiva-se com todos estes mecanismos conferir à autoridade monetária a tão propalada “credibilidade” em suas ações e intervenções, de forma que o BCB deve funcionar como um vetor na formação das expectativas dos agentes da economia com relação ao comportamento de várias variáveis e, notadamente, dos índices de preços.

Formalmente o BCB apresentou a modelagem do RMI brasileiro por meio do trabalho de Bogdanski *et al* (2000). Os autores afirmam que o BCB considerou os diversos canais de transmissão da política monetária no Brasil e, de modo geral, as principais conclusões encontradas são:

- A taxa de juros afeta o consumo de duráveis e as decisões de investimento em um período de três a seis meses. O hiato do produto leva três meses para impactar a inflação, de modo que o canal da demanda agregada leva de seis a nove meses para operar completamente na economia brasileira;
- Variações da taxa de juros nominal afetam a taxa de câmbio nominal que, por sua vez, afeta a inflação “importada”;

- O canal de crédito praticamente inexistente, haja vista o já reduzido volume histórico de crédito, acentuado pelas políticas creditícia e monetárias rígidas adotadas à época do plano Real<sup>17</sup>.

De forma muito semelhante à abordagem teórica do RMI apresentada na seção 1.3, Bogdanski *et al* (2000: 16) apresentam a modelagem básica do BCB no regime de metas: curva IS, curva de Phillips, paridade descoberta da taxa de juros e regra de determinação da taxa de juros.

A curva IS é obtida pela equação abaixo, na qual o hiato do produto é uma função de suas próprias defasagens, da taxa de juros real (*ex ante* ou *ex post*) e da taxa real de câmbio. A especificação padrão utilizada para dados trimestrais é:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (18)$$

Onde  $h$  é o logaritmo natural do hiato do produto,  $r$  é o logaritmo natural da taxa de juros real e  $\varepsilon^h$  representa choques de demanda.

Os autores chamam a atenção para o fato de que esta modelagem da curva IS pode ser alterada em função de alterações na condução da política fiscal que tem efeito sobre a demanda agregada. Assim, o lado da demanda da economia pode conter uma variável fiscal, como o superávit primário como percentagem do PIB, expressa por  $pr$ :

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (19)$$

Onde  $\varepsilon^{hf}$  são choques de demanda.

O hiato do produto deve ser calculado por meio da diferença entre o PIB apurado pelo IBGE e o produto potencial, obtido pela tendência linear ou pelo filtro Hodrick-Prescott da série histórica do PIB.

Já na curva de Phillips a taxa de inflação é uma função de suas próprias defasagens, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal. Bogdanski *et al* (2000: 19) apresentam três especificações para o lado da oferta da economia brasileira:

- *Backward-looking*:  $\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b$  (20)

- *Forward-looking*:  $\pi_t = \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^f$  (21)

<sup>17</sup> Cabe dizer, contudo, que houve um sensível aumento da relação crédito/PIB após o ano de 2000, ano em que o referido artigo foi escrito. Este indicador passou de 26,4% em dezembro daquele ano para 34,7% em dezembro de 2007 (Banco Central do Brasil 2008).

▪ Combinação ponderada das especificações *backward-looking* e *forward-looking*:

$$\pi_t = \frac{(\alpha_1^f + \alpha_1^b)}{2} \pi_{t-1} + \frac{\alpha_2^f}{2} E_t(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^b}{2} \pi_{t-2} + \frac{(\alpha_3^f + \alpha_3^b)}{2} h_{t-1} + \frac{(\alpha_4^f + \alpha_4^b)}{2} \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^n \quad (22)$$

Onde  $\pi$  é o logaritmo natural da inflação,  $h$  é o logaritmo natural hiato do produto,  $p^F$  é o logaritmo natural do índice de preços no exterior,  $e$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio,  $\Delta$  é o operador de primeira-diferença,  $E_t(\cdot)$  é o operador de expectativa, condicionada às informações disponíveis no tempo  $t$ , e  $\varepsilon^b$ ,  $\varepsilon^f$  e  $\varepsilon^n$  são choques de oferta. Por fim, para qualquer especificação há a restrição de que  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_4 = 1$  para que a inflação seja neutra no longo prazo<sup>18</sup>.

Depreende-se dessa modelagem que o repasse cambial é apurado por meio do coeficiente  $\alpha_4$ . Entretanto, postergaremos a discussão deste componente para o capítulo 3, haja vista que faremos a revisão da literatura sobre o repasse cambial para os preços domésticos mais adiante.

A taxa nominal de câmbio é determinada pela paridade descoberta da taxa de juros. Isto é, a expectativa de variação nominal cambial é determinada pelo diferencial entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros externa e do prêmio de risco:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i_t - i_t^F - x_t \quad (23)$$

Onde  $e$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio,  $i$  é o logaritmo natural da taxa de juros doméstica,  $i^F$  é logaritmo natural da taxa de juros externa  $x$  é o logaritmo natural do prêmio de risco.

Obtendo a primeira diferença desta equação ( $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t - \Delta e_t = \Delta i_t - \Delta i_t^F - \Delta x_t$ ) e supondo que as expectativas sigam um processo aleatório de ruído branco ( $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta_t$ ), temos:

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta x_t - \Delta i_t + \eta_t \quad (24)$$

Como pode ser visto, esta última equação tem dois componentes exógenos, a taxa de juros externa e o prêmio de risco. O primeiro, de acordo com os autores, tem um comportamento relativamente estável e é facilmente obtido pelas taxas verificadas no mercado futuro. Já o segundo componente, o prêmio de risco, pode ser medido como o *spread* pago acima da remuneração dos *treasury bonds* dos EUA, mas este pode não ser um indicador

<sup>18</sup> Essa hipótese implica que a curva de Phillips seja vertical no longo prazo, tal como preconiza o novo consenso macroeconômico discutido no capítulo 1.

adequado em decorrência de sua elevada volatilidade. Uma alternativa é calcular o prêmio de risco a partir de variáveis que teoricamente o influenciam, como variáveis fiscais. À semelhança da curva IS com componente fiscal, é possível estimar o risco tendo como variável explicativa, entre outras, a necessidade de financiamento do setor público pelo conceito primário como proporção do PIB:

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_3 \Delta Z_{j,t-t_j} \quad (25)$$

Onde  $X$  é prêmio de risco em pontos base,  $PR$  é a necessidade de financiamento do setor público (conceito primário) como percentagem do PIB e  $Z$  são outras variáveis que influenciam o risco país.

Por fim, com relação à regra de determinação da taxa de juros, Bogdanski *et al* (2000: 23) afirmam que as regras de política monetária podem ser divididas em três famílias. A primeira é aquela que trata da determinação da taxa de juros de forma exógena, a segunda é uma combinação linear de um sistema de variáveis e a terceira é caracterizada por trajetórias ótimas.

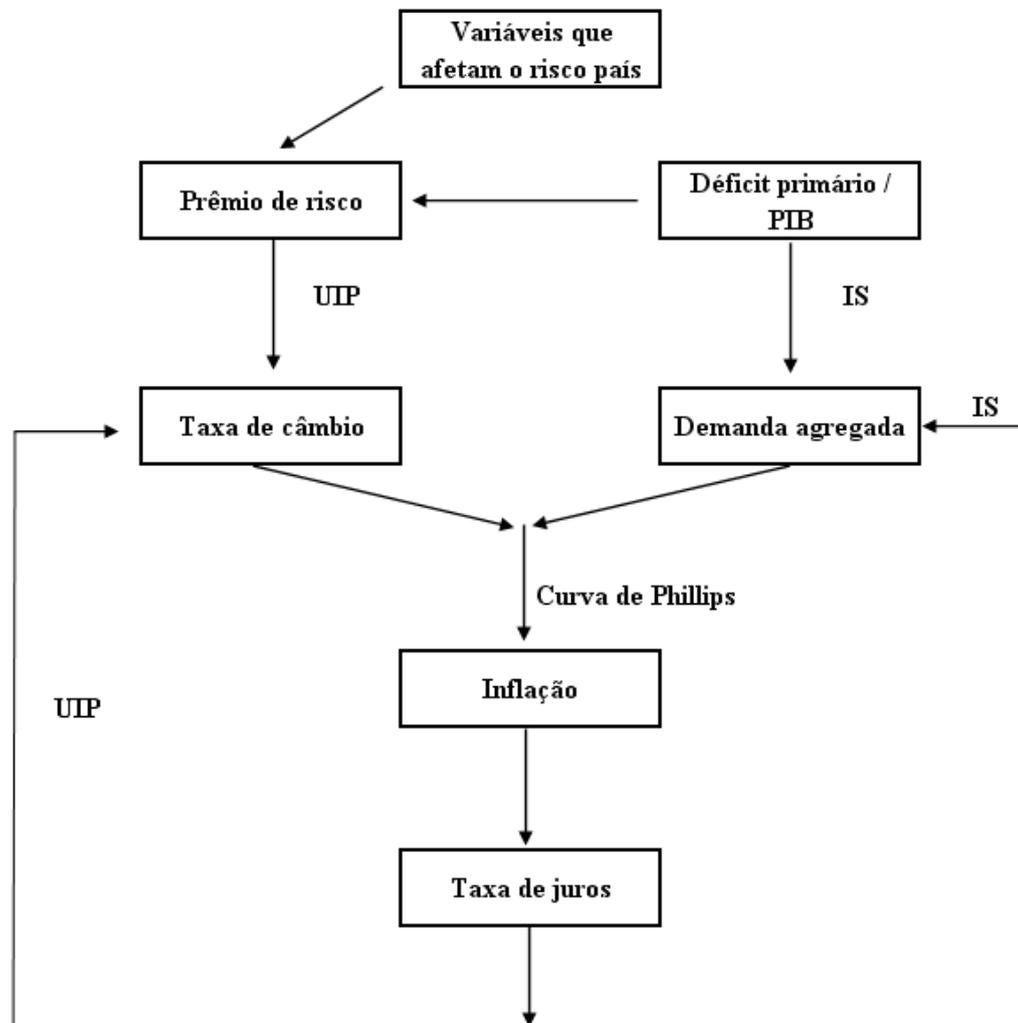
A combinação linear é uma regra de Taylor que determina que a taxa de juros tem que reagir contemporaneamente ao hiato do produto e à desvios da inflação com relação à meta.

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (26)$$

Já a determinação da taxa de juros via trajetória ótima é dada, obviamente, por meio de métodos de otimização, fundamentalmente por dois métodos. O primeiro é uma otimização determinística, enquanto que o segundo recorre a uma simulação estocástica, ambos relativos à função objetivo.

De acordo com Bogdanski *et al* (2000), a modelagem de política monetária no regime de metas de inflação no Brasil pode ser resumida por:

**Figura 3 – Modelagem do Banco Central do Brasil do regime de metas de inflação**



Fonte: Bogdanski *et al* (2000: 17)

## 2.2 Taxa Selic e a regra de Taylor

Como apresentado na Seção 2.1, a taxa de juros Selic é o instrumento de controle da inflação usado pelo BCB na consecução da meta de inflação determinada pelo CMN. Logo, é interessante observar seu comportamento ao longo destes quase dez anos de regime de metas de inflação no Brasil e, posteriormente, avaliar a forma pela qual o BCB determina esta taxa de juros. Como já mencionado, a modelagem do RMI brasileiro não determina explicitamente que a autoridade monetária brasileira utilize regras ótimas de determinação da taxa de juros, mas, como veremos, há fortes indícios de que o BCB siga o que preconiza a regra de Taylor.

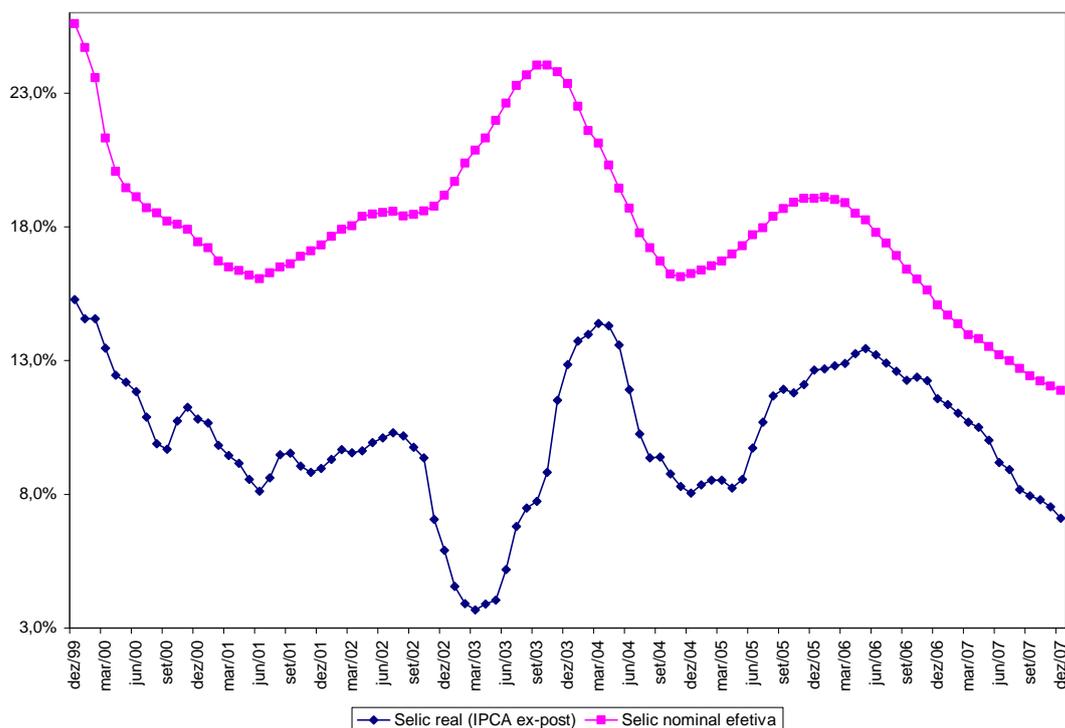
A Selic, como dito anteriormente, é a taxa que equilibra o mercado de reservas bancárias, a taxa de juros média incidente sobre os financiamentos diários com prazo de um dia útil lastreados em títulos públicos registrados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia. O Comitê de Política Monetária fixa a meta da taxa Selic para os próximos 12 meses e compete à mesa de operações de mercado aberto do BCB de manter a Selic diária próxima à meta fixada pelo COPOM.

O Gráfico 1 mostra o comportamento da Selic efetiva nominal e Selic real, acumulada em 12 meses, entre dezembro de 1999 e dezembro de 2007. Até fevereiro de 2001 a Selic nominal apresentou uma tendência predominantemente declinante. Entre março de 2001 e setembro de 2002 essa taxa foi aumentada e diminuída algumas vezes, culminando numa leve alta da Selic no final deste período. Entretanto, a instabilidade associada com iminente da vitória do então candidato à presidência da República Luiz Inácio Lula da Silva, culminou no maior aperto da política monetária no período.

A partir de então houve um afrouxamento da política monetária que perdurou até reunião do COPOM de agosto de 2004, na qual a meta da Selic foi fixada em 16% a.a. A partir desta data até agosto de 2005 a Selic aumentou de maneira suave até o patamar de 19,7% a.a. Daí em diante a taxa apresenta uma trajetória predominantemente declinante, haja vista os bons resultados encontrado em termos de controle da inflação; o ano de 2007 termina com uma Selic nominal na casa dos 12% a.a.

Entretanto, uma das variáveis mais relevantes para a avaliação da política monetária brasileira é o comportamento da taxa real de juros da economia. Para tanto, deflacionamos a Selic pelo IPCA acumulado nos 12 meses subseqüentes à determinação da taxa básica de juros. Excetuando-se o período eleitoral do final de 2002 / início de 2003 é fácil de observar que há um comportamento muito próximo entre as taxas de juros nominal e real. Observa-se, portanto, uma rigidez na redução do juro real, vez que as reduções nas taxas de juros nominais do período recente são realizadas *pari-passu* a redução da inflação.

Gráfico 1 – Selic nominal e real (% acumulado em doze meses)



Fonte: IPEAData.

Essa constatação traz à tona a discussão em torno dos porquês que a taxa de juros no Brasil é tão elevada. Uma possível contribuição a esta temática relaciona-se à forma pela qual a autoridade monetária determina a Selic. Apesar de não explicitado categoricamente, há fortes evidências de que o BC utiliza uma regra de Taylor na determinação da Selic, isto é, a autoridade monetária segue uma regra de política monetária tal como a preconizada por Taylor (1993).

Neste trabalho seminal, Taylor (1993) argumenta que a taxa de juros deve reagir às variações no nível de preços e de renda de acordo com uma regra ótima de política monetária visando o controle da inflação. Todavia, o autor argumenta que esta regra de não deve ser seguida mecanicamente: variações temporárias ou permanentes no nível de preços requerem uma análise mais pormenorizada, levando-se em conta diversos índices de inflação, expectativa de inflação no futuro, pesquisas sobre o comportamento dos preços, entre outros.

Formalmente a função de reação proposta por Taylor (1993) para a economia estadunidense, já com coeficientes previamente especificados, é:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (27)$$

Onde  $r$  é taxa nominal de juros dos *federal funds*,  $p$  é taxa de inflação acumulada nos últimos quatro trimestres e  $y$  é o desvio percentual do PIB de sua meta / tendência.

Como ficou evidente, a função de reação proposta pelo autor não apresenta a taxa de câmbio como variável explicativa; ou seja, trata-se de uma regra de política monetária para uma economia fechada ou que pressupõe que o BC não deve reagir ao comportamento da taxa de câmbio. A inserção do câmbio na regra de Taylor poderia sinalizar, equivocadamente, que o banco central trabalha com metas para a taxa de câmbio.

Entretanto, na prática, diversos trabalhos empíricos de estimação da regra de Taylor para o Brasil mostraram que a autoridade monetária leva em consideração a taxa de câmbio na determinação da taxa de juros. Ademais, na maioria destes trabalhos foi encontrado um alto  $R^2$  ajustado e parâmetros significativos.

Minella *et al* (2003), por exemplo, estimam uma função de reação do BCB que teve como variáveis explicativas o desvio da inflação esperada com relação à meta, taxa de juros defasada – que evidencia um comportamento suave, sem variações bruscas, na determinação da taxa de juros –, hiato do produto defasado e variação da taxa de câmbio nominal. Foram estimadas três equações tendo como *proxy* da inflação esperada a expectativa de inflação do BCB, para o período julho de 1999 a dezembro de 2002 e três equações cuja inflação esperada foi obtida pelo Boletim Focus para o período janeiro de 2000 a dezembro de 2002. Todas as estimações apresentaram um bom ajuste aos dados – o menor  $R^2$  ajustado foi igual 0,9084 – mas o coeficiente da taxa de câmbio mostrou-se insignificante.

Carneiro e Wu (2001) estimaram a regra de Taylor para o Brasil com base em duas especificações alternativas. A primeira estimativa é baseada na formulação original de Taylor e na segunda é adicionada a variável nível de reservas internacionais, visando aferir a relação entre as taxas de juros domésticas e a necessidade de financiamento externo. Novamente foram obtidos bom resultados em termos de  $R^2$  ajustado (superior a 82%), tendo na última especificação um maior grau de ajuste.

Por outro lado, os resultados apresentados por Mohanty e Klau (2004) e Barbosa e Soares (2006) apresentam estimações para a função de reação do BC brasileiro que têm como variável explicativa e significativa a taxa de câmbio. Opondo-se à argumentação de que não há efeitos diretos do câmbio relevantes na determinação da taxa de juros, Mohanty e Klau (2004) justificam a inserção da taxa de câmbio na regra de Taylor dos países em desenvolvimento em função do fato de que esta variável tem um papel especial na condução da política monetária, na medida em que existe um elevado *pass-through* para a inflação. Além disso, a taxa de câmbio está diretamente relacionada à competitividade externa e à manutenção da estabilidade financeira.

Os resultados sugerem que a função de reação explica bem o comportamento das taxas de juros de diversos países em desenvolvimento. Apesar do Brasil ter sido um dos países cujos erros foram maiores, em decorrência da mudança no regime cambial ocorrida em 1999, o  $R^2$  encontrado foi de 0,81 e o coeficiente da taxa de câmbio significativo e igual a -0,33 (dados trimestrais de 1990 a 2002).

Já o trabalho desenvolvido por Barbosa e Soares (2006) apresenta uma sensível contribuição ao debate na medida em que as variáveis meta de inflação e taxa de juros de longo prazo são variáveis no tempo. Além disso, as demais variáveis explicativas são hiato da inflação, hiato do produto (corrente e defasado) e taxa de câmbio real (corrente e defasada). A amostra de dados foi coletada para o período de maio de 2005 a outubro de 2010.

Nesta abordagem o grau de ajuste médio foi inferior aos supracitados trabalhos, mas ainda bem significativo ( $R^2$  superior a 0,5) e a taxa de câmbio real, expressa pelo desvio entre a primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio real corrente e defasada em um período, é uma variável significativa em todas as regressões.

Mendonça (2005) faz uma interessante distinção acerca do modo pelo qual a taxa de juros fixada pelo BCB afeta a inflação. Este autor discute a eficácia em se utilizar a política monetária para controlar os preços livres e administrados, haja vista os últimos serem praticamente independentes das condições de oferta e de demanda no curto prazo.

Assim, visando verificar a resposta da autoridade monetária às pressões inflacionárias dos preços livres e administrados, Mendonça (2005) estima uma regra de Taylor para o Brasil para o período julho de 1999 a novembro de 2004 que tem como variáveis explicativas a taxa de juros defasada em um período, o desvio da inflação dos preços administrados com relação à meta de inflação e o desvio dos preços livres com relação à meta. A estimação apresentou resultados interessantes: além de um  $R^2$  ajustado igual 0,945, o coeficiente relativo aos preços administrados é significativo e de magnitude considerável, o que representa uma maior rigidez às reduções na Selic.

Adicionalmente, o autor desenvolve um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) que incluiu, além das variáveis utilizadas na estimação da regra de Taylor, a taxa de câmbio. Por meio da decomposição da variância da taxa Selic observa-se que a taxa de câmbio responde por 56,7% dessa variância após um ano.

De modo análogo, no trabalho de Oreiro *et al* (2008) é feita uma estimativa da função de reação do BCB visando avaliar explicitamente qual o papel desempenhado pela taxa de câmbio na determinação da taxa de juros. Para tanto, os autores também estimam um modelo VAR

com as seguintes variáveis Selic, taxa de câmbio, taxa de utilização da capacidade instalada na indústria<sup>19</sup>, IPCA e expectativa do IPCA para os próximos 12 meses para o período compreendido entre julho de 2001 e novembro de 2006.

Por meio do teste de causalidade / precedência temporal de Granger e pelo teste de endogeneidade das variáveis (*VAR Pairwise Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*) se verificou que a variável mais exógena foi a taxa de câmbio e mais endógena o IPCA. Adicionalmente, Oreiro *et al* (2008: 39) mostram por intermédio da decomposição da variância da Selic que a taxa de câmbio responde por aproximadamente 30% daquela variável após 12 períodos.

Em resumo, como pôde ser visto acima, na grande maioria dos trabalhos acerca do *modus operandi* de determinação da taxa de juros brasileira a taxa de câmbio é uma variável significativa, mas de relevância variável. Contudo, a breve resenha feita nesta seção não evidencia como efetivamente opera a política monetária brasileira; mostra apenas a regra pela qual o BCB provavelmente fixa a taxa de juros Selic. A hipótese central da presente dissertação, qual seja, que a taxa de câmbio é o principal vetor de contenção da inflação está intimamente ligada ao escopo da discussão em torno da determinação da taxa de juros. Porém, a limitação do presente trabalho não permite avaliar conjuntamente se (i) a taxa de juros contribui para a valorização da taxa de câmbio e se (ii) a valorização da taxa de câmbio contribui para o controle da inflação. Deixamos a primeira proposição para uma agenda futura de pesquisa; a segunda, por sua vez, é discutida com maior detalhe nos próximos capítulos.

### **2.3 Análise descritiva da taxa de câmbio e do IPCA**

Como ficou evidente na seção anterior, diversas pesquisas foram feitas no sentido de avaliar como e em que medida a taxa de juros determinado pelo BCB responde a variações no IPCA cheio, dos preços livres e administrados, taxa de câmbio, entre outras variáveis.

Muitos estudos discutem o comportamento de diversas variáveis macroeconômicas no contexto do regime de metas de inflação, procurando-se identificar possíveis relações de causa e consequência entre a adoção deste arranjo de política monetária e a taxa de

---

<sup>19</sup> Calculado pela Confederação Nacional da Indústria, a utilização da capacidade instalada na indústria é um indicador que avalia o percentual da capacidade de produção operacional utilizada em um determinado mês.

crescimento do PIB, taxa de investimento, relação crédito/PIB, taxa de câmbio, taxa de inflação, entre outros.

Tendo-se em vista o objeto da presente dissertação, esta seção procurará estabelecer algumas observações a respeito da interação entre a taxa de inflação e a taxa de câmbio, notadamente por meio de recursos de estatística descritiva. Inicialmente, reproduzimos no Quadro 1 os resultados anuais da taxa de inflação medida pelo IPCA, as metas de inflação e a variação da taxa de câmbio no período 1999-2007<sup>20</sup>.

Podemos ver que nos anos de 1999, 2000, 2004, 2005, 2006 e 2007 as metas de inflação foram cumpridas. Na realidade, em 2000, 2006 e 2007 a inflação foi inferior ao centro da meta; em 1999, 2004 e 2005 a inflação ficou entre a meta e a banda superior do intervalo de tolerância. Vale dizer ainda que em 2006 foi alcançado o menor IPCA anual desde o início da série histórica.

**Quadro 1 – Metas de inflação, inflação efetiva e variação da taxa de câmbio no Brasil**

Ano	Meta (%)	Banda (p.p.)	IPCA (%)	Variação da Taxa de Câmbio* (%)
1999	8	2	8,94	22,7
2000	6	2	5,97	8,9
2001	4	2	7,67	20,9
2002	3,5	2	12,53	52,5
2003	4	2,5	9,3	-14,9
2004	5,5	2,5	7,6	-4,7
2005	4,5	2,5	5,69	-15,1
2006	4,5	2	3,14	-5,5
2007	4,5	2	4,46	-16,5

\* Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra - média. Variação calculada entre janeiro e dezembro de cada ano.

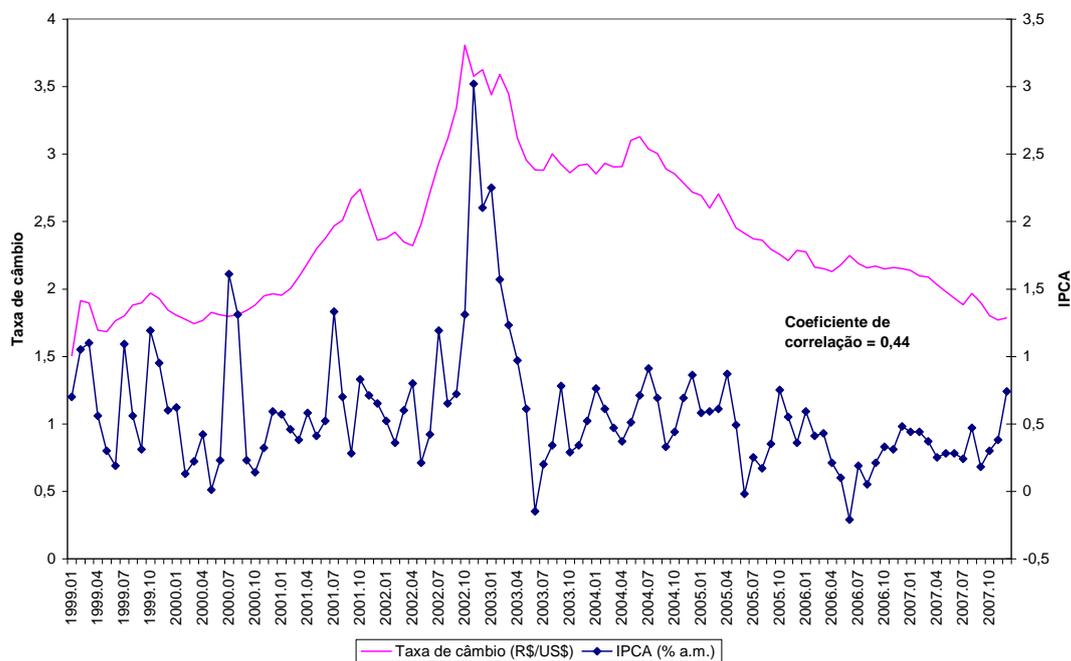
Fonte: Banco Central do Brasil e IPEADData

Nos anos em que a meta de inflação não foi cumprida houve uma significativa variação positiva do câmbio acumulado naquele ano (20,9% e 52,5% em 2001 e 2002, respectivamente). Em 2003, a despeito de uma valorização do câmbio (-14,9%), a taxa de inflação ficou acima dos limites estabelecidos pelo CMN em decorrência da elevada desvalorização cambial do ano anterior, cujo efeito se fez sentir inclusive em 2003 (Banco Central do Brasil 2004).

<sup>20</sup> A meta de inflação para o ano de 2003 foi revista em 2001 e 2002; já a meta para 2004 foi revista em 2002 e 2003.

Analisando-se primeiramente o comportamento das variáveis taxa de câmbio e taxa de inflação no período 1999-2007 temos, grosso modo, duas tendências distintas. Como pode ser visto no Gráfico 2 há uma trajetória predominante ascendente de ambas variáveis no sub-período 1999-2002 e uma trajetória predominantemente descendente a partir de 2003, resultando num coeficiente de correlação igual a 0,44. Deste modo, é interessante reproduzir o comportamento da taxa de câmbio e da taxa de inflação em dois sub-períodos, quais sejam, de 1999 a 2002 (Gráfico 3), cujo coeficiente de correlação foi 0,52, e entre 2003 a 2007 (Gráfico 4), no qual verificamos um coeficiente de correlação de 0,57<sup>21</sup>.

**Gráfico 2 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 1999-2007**

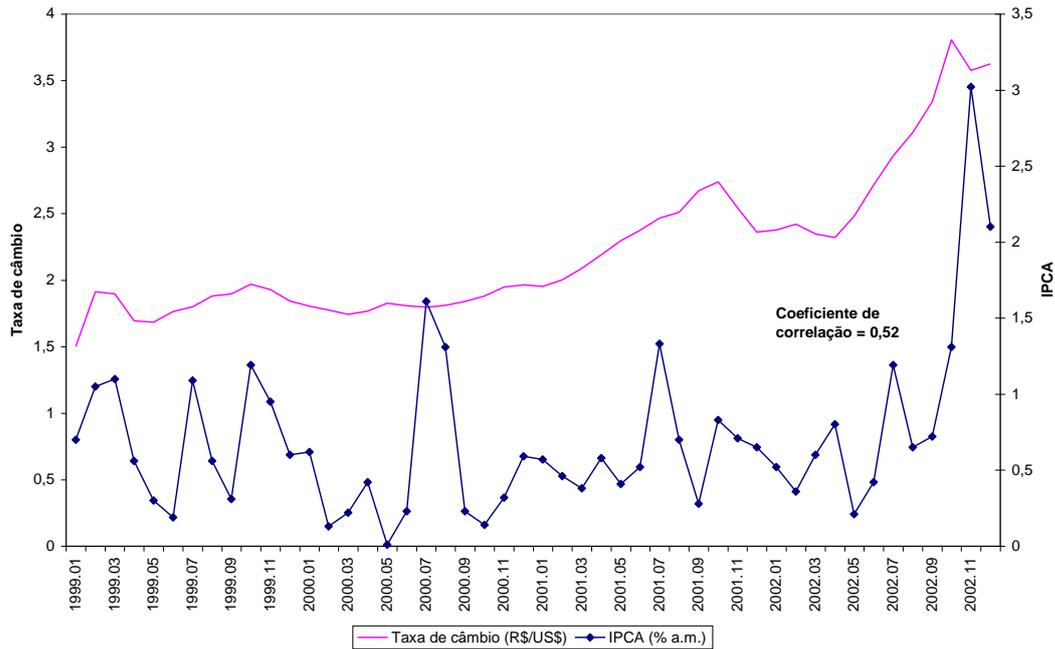


Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE.

<sup>21</sup> É importante se ter em mente que o coeficiente de correlação não pressupõe nenhuma relação da causalidade; ele determina apenas o grau de associação entre duas séries por meio de sua covariância e o respectivo desvio-padrão de acordo com a fórmula abaixo:

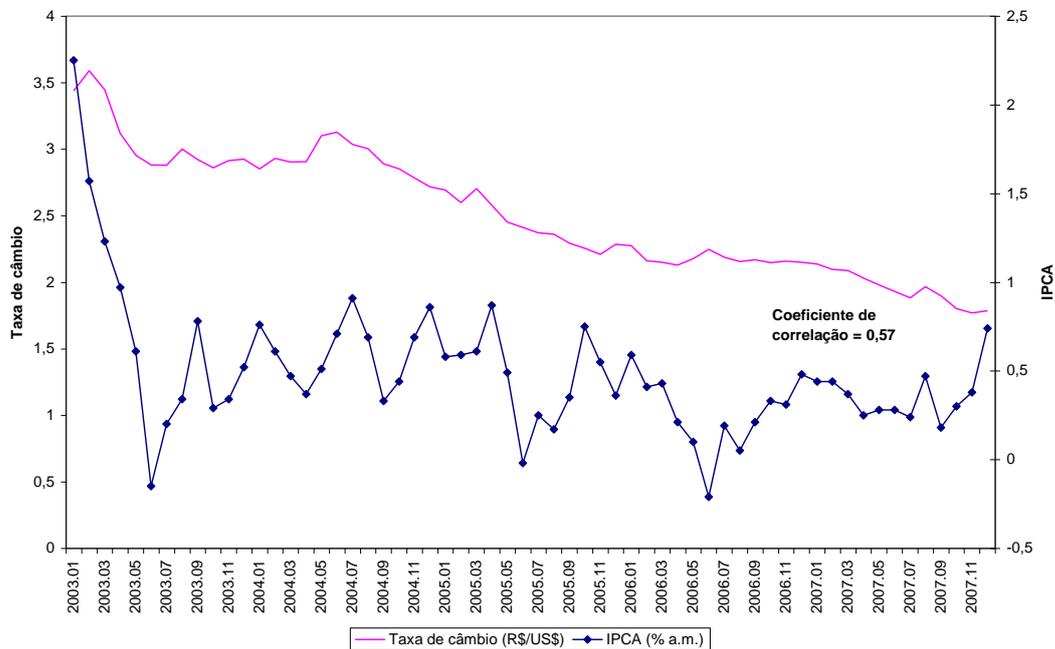
$$\text{corr}(X, Y) = \frac{\text{cov}(X, Y)}{dp(X).dp(Y)}$$

Gráfico 3 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 1999-2002



Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE.

Gráfico 4 – IPCA e taxa nominal de câmbio – 2003-2007



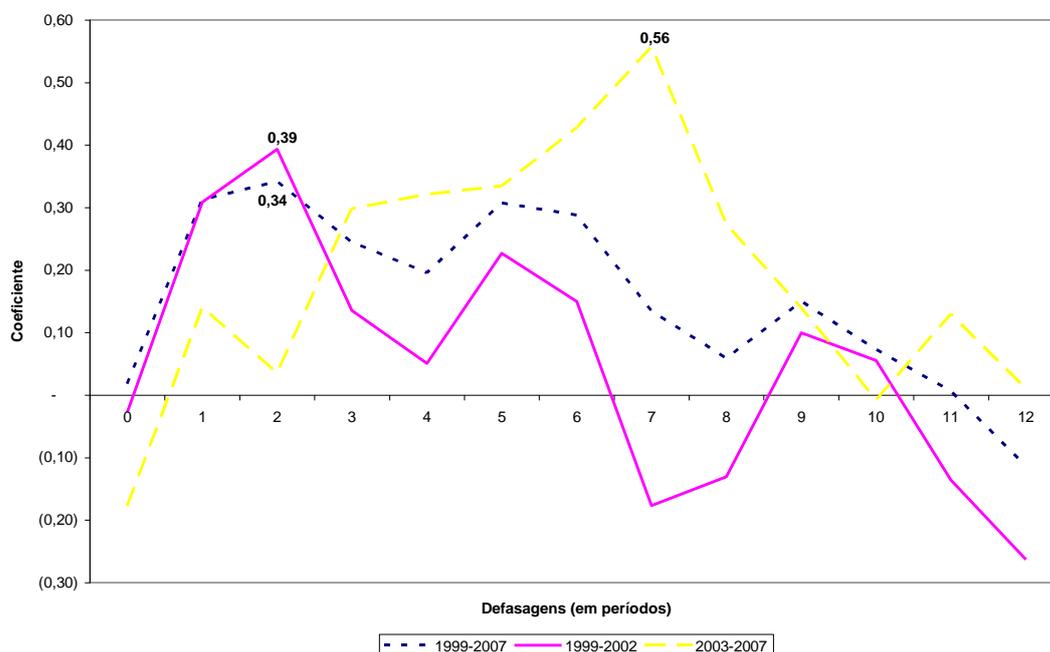
Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE.

Entretanto, como o objetivo desta dissertação é avaliar o impacto da variação da taxa de câmbio sobre os preços domésticos, é importante considerar o efeito do câmbio sobre o IPCA com alguma defasagem. Em outras palavras, o impacto de uma variação na taxa de

câmbio no período  $t$  afeta os custos e as decisões dos agentes que irão repassar este impacto aos preços somente em  $t+n$ , sendo  $n > 1$ .

Deste modo, no Gráfico 5 construímos a série de coeficientes de correlação entre o IPCA corrente com a variação da taxa de câmbio corrente e defasada em até 12 períodos, para o período completo e para os dois sub-períodos já apresentados - janeiro de 1999 a dezembro de 2002 e janeiro de 2003 a dezembro de 2007, doravante amostra 1 e amostra 2, respectivamente.

**Gráfico 5 – Correlação do IPCA corrente com a variação da taxa nominal de câmbio defasada**



Fonte: Banco Central do Brasil e IBGE. Elaboração do autor.

Como destacado na figura, os maiores coeficientes de correlação para o período completo e para o amostra 1 foram encontrados quando se calculou com duas defasagens. Para a amostra 2 o pico de 0,56 foi encontrado com sete defasagens. Tal dissonância pode decorrer de uma eventual assimetria no repasse cambial: em situações de pressões de custos advindas da desvalorização cambial o repasse aos preços é mais rápido. Já quando a valorização do câmbio auxilia na contenção do aumento dos preços o repasse é mais demorado.

O Quadro 2, por outro lado, apresenta a matriz de correlação entre o nível<sup>22</sup> da taxa de câmbio corrente e defasado de 1, 2, 3 e 6 meses sobre o IPCA cheio, calculado pelo IBGE;

<sup>22</sup> Ressaltamos que agora estamos calculando o coeficiente de correlação entre o *patamar* da taxa de câmbio com a inflação e não a *variação* da taxa de câmbio com os índices de preços. Trata-se de uma abordagem interessante e alternativa que avalia o comportamento do nível de taxa de câmbio e seu impacto sobre os preços, pois o repasse cambial pode ocorrer tanto como

sobre o Núcleo do IPCA, Núcleo dos Preços Livres, Núcleo por Exclusão e Núcleo por Médias Aparadas (20%)<sup>23</sup>, calculados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); e sobre o IPCA dos bens monitorados (ou administrados), livres, comercializáveis, não-comercializáveis, calculados pelo Banco Central do Brasil.

Analisando-se primeiramente os valores encontrados em conjunto, percebemos que, exceto em dois casos pontuais, a correlação da taxa de câmbio em  $t-1$  com todos os tipos de agregações do IPCA é maior do que todas as observações com a taxa de câmbio corrente. Adicionalmente, observa-se que o coeficiente de correlação com o câmbio defasado em seis meses é sensivelmente menor do que nos demais valores defasados da taxa de câmbio.

Já a análise por períodos também fornece alguns resultados interessantes. Para facilitar a análise, destacamos neste quadro todos os coeficientes encontrados que são maiores do que o coeficiente de correlação entre a taxa de câmbio corrente e o IPCA cheio (ou seja, estão destacados no período 1999-2007 todos os coeficientes maiores do que 44%; no período 1999-2002 destacamos os coeficientes maiores do que 52% e, de maneira análoga, estão destacados os coeficientes maiores do que 57% para o período 2003-2007).

No período 1999-2007 observamos que todos as medidas de núcleo de inflação são altamente correlacionados com a taxa de câmbio corrente e defasada em 1, 2 e 3 períodos, com destaque para o Núcleo por médias aparadas que apresentou um valor maior que 70%. Exceto nas duas observações do IPCA – preços livres com o câmbio corrente e defasado em um período, cujos valores são ligeiramente maiores do que 44% – os IPCA's dos preços monitorados, livres, comercializáveis e não-comercializáveis parecem ter pouca associação com o comportamento da taxa de câmbio.

---

decorrência de variações percentuais na taxa de câmbio quanto por conta do comportamento deste indicador ao longo do tempo.

<sup>23</sup> O Núcleo da inflação do IPCA é a média ponderada da variação dos preços dos 512 produtos considerados no cálculo do IPCA, sendo a ponderação de cada produto o desvio da série histórica em relação a tendência comum; raciocínio análogo deve ser feito para o Núcleo dos Preços Livres. Já o Núcleo por Exclusão é calculado por meio da exclusão de preços administrados e alimentos. Por fim, no Núcleo por Médias Aparadas (20%) se exclui os itens cuja variação mensal se encontre acima do percentil 80 ou abaixo do percentil 20 da distribuição.

**Quadro 2 – Matriz de correlação entre a taxa de câmbio nominal mensal e agregações do IPCA**

Período 1999-2007					
Agregação do IPCA	Taxa de câmbio em t	Taxa de câmbio em t-1	Taxa de câmbio em t-2	Taxa de câmbio em t-3	Taxa de câmbio em t-6
IPCA (cheio)	44% <sup>a</sup>	44%	36%	28%	7%
Núcleo - IPCA – IPEA	<b>61%</b>	<b>62%</b>	<b>59%</b>	<b>51%</b>	25%
Núcleo preços livres - IPCA – IPEA	<b>60%</b>	<b>62%</b>	<b>59%</b>	<b>51%</b>	26%
Núcleo por exclusão - IPCA – IPEA	<b>56%</b>	<b>59%</b>	<b>59%</b>	<b>54%</b>	35%
Núcleo média aparadas - IPCA – IPEA	<b>76%</b>	<b>79%</b>	<b>76%</b>	<b>71%</b>	<b>56%</b>
IPCA - preços monitorados - BCB	14%	15%	8%	3%	-9%
IPCA - preços livres – BCB	<b>49%</b>	<b>48%</b>	42%	33%	11%
IPCA - comercializáveis – BCB	41%	40%	31%	21%	0%
IPCA – não comercializáveis – BCB	32%	34%	33%	32%	23%
<u>Média</u>	48%	49%	45%	38%	19%

Período 1999-2002					
Agregação do IPCA	Taxa de câmbio em t	Taxa de câmbio em t-1	Taxa de câmbio em t-2	Taxa de câmbio em t-3	Taxa de câmbio em t-6
IPCA (cheio)	52% <sup>a</sup>	55%	48%	38%	20%
Núcleo - IPCA – IPEA	<b>65%</b>	<b>69%</b>	<b>68%</b>	<b>57%</b>	24%
Núcleo preços livres - IPCA – IPEA	<b>66%</b>	<b>70%</b>	<b>69%</b>	<b>59%</b>	28%
Núcleo por exclusão - IPCA – IPEA	<b>52%</b>	<b>58%</b>	<b>63%</b>	<b>56%</b>	35%
Núcleo média aparadas - IPCA – IPEA	<b>76%</b>	<b>81%</b>	<b>80%</b>	<b>71%</b>	<b>55%</b>
IPCA - preços monitorados - BCB	5%	8%	2%	-3%	-10%
IPCA - preços livres – BCB	<b>63%</b>	<b>66%</b>	<b>61%</b>	50%	29%
IPCA - comercializáveis – BCB	<b>58%</b>	<b>59%</b>	<b>52%</b>	40%	15%
IPCA – não comercializáveis – BCB	37%	40%	41%	41%	39%
<u>Média</u>	53%	56%	54%	45%	26%

Período 2003-2007					
Agregação do IPCA	Taxa de câmbio em t	Taxa de câmbio em t-1	Taxa de câmbio em t-2	Taxa de câmbio em t-3	Taxa de câmbio em t-6
IPCA (cheio)	57% <sup>a</sup>	<b>60%</b>	<b>57%</b>	56%	36%
Núcleo - IPCA – IPEA	<b>73%</b>	<b>79%</b>	<b>79%</b>	<b>80%</b>	<b>63%</b>
Núcleo preços livres - IPCA – IPEA	<b>71%</b>	<b>76%</b>	<b>76%</b>	<b>77%</b>	<b>61%</b>
Núcleo por exclusão - IPCA – IPEA	<b>64%</b>	<b>67%</b>	<b>65%</b>	<b>65%</b>	50%
Núcleo média aparadas - IPCA – IPEA	<b>82%</b>	<b>86%</b>	<b>86%</b>	<b>88%</b>	<b>80%</b>
IPCA - preços monitorados - BCB	54%	56%	53%	51%	36%
IPCA - preços livres – BCB	45%	48%	46%	45%	26%
IPCA - comercializáveis – BCB	46%	51%	49%	49%	34%
IPCA – não comercializáveis – BCB	24%	25%	23%	21%	6%
<u>Média</u>	57%	61%	59%	59%	44%

<sup>a</sup> Referência (*benchmark*) para a análise comparativa entre as medidas do IPCA e os períodos analisados. Dentro de um mesmo período, todos os coeficientes de correlação maiores que o *benchmark* estão destacados em negrito.

Já na amostra 1, na qual se verifica uma tendência de aumento de preços e de taxa de câmbio ascendente, temos um grau de associação predominantemente mais forte do que no período completo. Entre 1999-2002 o Núcleo do IPCA é próximo aos 70% para o câmbio com uma e duas defasagens e está na casa dos 80% quando mensuramos o coeficiente de correlação destas séries de taxa de câmbio com o Núcleo por médias aparadas. Neste subperíodo, ao contrário do período completo, o IPCA dos preços livres e comercializáveis são predominantemente maiores do que 52% (*benchmark* da presente análise). Adicionalmente, em média, o coeficiente da correlação entre 1999-2002 é maior do que no período completo.

Os resultados encontrados para o período 2003-2007 também são maiores do que aqueles encontrados para o período total e inclusive para a amostra 1. Na realidade, a quase totalidade dos coeficientes calculados são maiores para a amostra 2, com destaque para o Núcleo do IPCA e Núcleo dos preços livres que apresentaram coeficientes maiores do que 70% para as observações de taxa de câmbio defasada em um, dois e três meses. No caso do Núcleo por médias aparadas, novamente, o coeficiente de correlação foi mais elevado, chegando a quase 90%.

Duas observações são necessárias antes de darmos continuidade à análise. A primeira refere-se à constatação de que o coeficiente de correlação entre a taxa de câmbio e os preços monitorados é muito pequena vis-à-vis as demais agregações do IPCA, notadamente nos períodos 1999-2007 e 1999-2003. Esse resultado contrasta fortemente com as evidências econométricas encontradas nos estudos que tratam da interação dos preços administrados com a taxa de câmbio. Oreiro *et al* (2008) e Minella *et al* (2003), por exemplo, perpassam essa temática e chegaram, por caminhos distintos, à seguinte constatação: como os preços administrados são, em sua maioria, corrigidos pelo Índice Geral de Preços (IGP) e este é muito sensível à variações na taxa de câmbio – haja vista que 60% do IGP é composto pelo Índice de Preços no Atacado, cujo comportamento é fortemente afetado pelo câmbio – a variação cambial afeta sobremaneira os preços administrados.

Esse contraste, contudo, não representa resultados opostos ou contraditórios; como ressaltado logo no início da presente seção, a abordagem empreendida trata apenas do grau de associação entre as variáveis câmbio e agregações do IPCA; já os resultados econométricos encontrados trazem em seu bojo uma relação de causalidade. Por este motivo, quaisquer comparações a respeito dessas diferenças devem ser feitas tendo-se em vista as peculiaridades de cada uma dessas abordagens.

A outra observação a ser destacada refere-se ao fato de que a correlação do câmbio (corrente, com uma defasagem e com duas defasagens) com os preços comercializáveis e não comercializáveis é inferior à correlação com o IPCA cheio. À primeira vista, isso pode soar estranho, haja vista que as referidas agregações podem ser consideradas “partes” componentes do IPCA cheio, de modo que seria natural que pelo menos uma dessas agregações fosse superior ao índice cheio. Todavia, tal leitura está equivocada na medida em que o IPCA cheio não é uma média ponderada do IPCA dos preços comercializáveis e não comercializáveis; estes últimos nada mais são do que classificações dos itens que compõem o IPCA que são individualmente ponderados pelos seus pesos, de acordo com o índice de *Laspeyres*. O índice cheio é feito de forma análoga, mas com a totalidade dos itens mensurados pelo IBGE. Disso resulta, portanto, que os coeficientes de correlação das agregações do IPCA não tem nada que ver, a priori, com o índice cheio.

Assim, face às ressalvas feitas anteriormente e os resultados encontrados no Quadro 2, observamos que houve uma elevada associação entre o comportamento da taxa de câmbio em um período e a taxa de inflação em um ou dois períodos à frente. Em alguns casos, esta associação foi muito elevada – superior à 80% – que sugere um forte componente cambial no patamar do IPCA, tanto nos períodos em que houve de modo geral uma elevação na inflação, quanto no período em que houve pressões de desinflação.

Por fim, vale ressaltar que encontramos uma elevada correlação entre o IPCA e a taxa de câmbio, seja quando utilizamos a taxa de variação mensal desta variável (Gráfico 5), seja com a utilização desta série em nível (Quadro 2). Em ambos os casos verificamos que, em média, a correlação foi maior no período 2003-2007, o que vai ao encontro da hipótese defendida na presente dissertação, qual seja, que a tendência de valorização do câmbio funcionou como um dos principais vetores de contenção da inflação neste período.

Neste capítulo apresentamos na seção 2.1 o regime de metas de inflação no Brasil do ponto de vista teórico e normativo. Observamos, a este respeito, que a modelagem brasileira se assemelha fortemente à abordagem apresentada no capítulo anterior. Na seção seguinte discutimos o comportamento da taxa Selic, principal instrumento de controle de inflação do BCB, e fizemos uma breve revisão da literatura acerca das estimativas da taxa de juros no Brasil, destacando-se o papel que a taxa de câmbio desempenha na função de reação da autoridade monetária. Neste sentido, encontramos evidências de que taxa de juros responde fortemente às variações na taxa de câmbio.

Já na seção 2.3 realizamos uma análise descritiva da taxa de câmbio e do IPCA. Empreendemos a análise separando o período completo sob estudo – 1999 a 2007 – em duas

amostras: 1999 a 2002, período em que predominou uma elevação da taxa de inflação e da taxa de câmbio, e 2003 e 2007, no qual se verificou um processo predominantemente oposto. A avaliação dos coeficientes de correlação entre o nível e a variação da taxa de câmbio corrente e defasada com o IPCA cheio, com o IPCA dos preços monitorados, livres, comercializáveis e não comercializáveis e, ainda, com as diversas medidas de núcleo do IPCA, mostrou uma forte associação entre essas variáveis, em todos os períodos e sub-períodos, em especial entre os anos 2003-2007.

### 3 – RELAÇÃO CÂMBIO E INFLAÇÃO: MODELOS E ESTIMATIVAS DE REPASSE CAMBIAL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

*Pass-through* ou repasse é o nome dado a qualquer impacto causal de uma variável para outra. Deste modo, repasse cambial significa o impacto que as variações nas taxas de câmbio – sejam elas positivas ou negativas – tem sobre outras variáveis. Em termos mais formais, podemos definir o repasse cambial como sendo a variação percentual em moeda doméstica dos preços resultante da variação de 1% na taxa de câmbio.

Em função da evidente influência da taxa de câmbio sobre as exportações e importações, muitos estudos versam sobre o repasse da taxa de câmbio sobre os preços dos bens transacionáveis. Entretanto, o impacto de variações na taxa de câmbio sobre outras variáveis justificou a ampliação do conceito de repasse cambial. Esse processo se ampliou de tal forma notadamente no Brasil que a associação “natural” que se faz a partir do termo *exchange rate pass-through* é com relação aos preços domésticos, ou seja, do repasse da taxa câmbio para a inflação.

Como já foi dito inúmeras vezes ao longo do presente trabalho, discute-se aqui justamente este último conceito, notadamente a sua relevância no processo de desinflação brasileiro no período recente. Neste sentido, vale ressaltar que toda e qualquer referência a repasse / *pass-through* que for feita na presente dissertação se refere ao impacto do câmbio sobre os preços domésticos, mesmo que estes últimos termos não tenham sido explicitados.

Apesar de repasse não implicar em uma “via de mão única” – da desvalorização cambial para a inflação – a literatura tende a tratar o *pass-through* quase que exclusivamente sob este ponto de vista. Alguns dos trabalhos apresentados a seguir evidenciam esta associação quase que inequívoca de que o câmbio tem um papel somente de pressão nos índices de preços, negligenciando-se o papel deflacionário que uma valorização da taxa de câmbio tem ou pode ter.

Tal fato é um tanto quanto curioso se pensarmos que a inflação representa a variação de um conjunto de preços de um período para o outro. Assim, se inflação é preço, inflação é, também, custos, haja vista que os empresários determinam preços com base, entre outros, nos seus custos de produção. Não é objeto deste trabalho discutir mecanismos de formação de preços em si, mas um simples exercício ilustra o ponto que levantamos na presente dissertação: suponha que os preços dos produtos que compõem um índice de preço, por exemplo o IPCA, sejam compostos somente por dois componentes, quais sejam, custo de

produção e *mark-up*. Se admitirmos que o *mark-up* é fixo no curto prazo e que parte dos custos são denominados em dólar (insumos importados, empréstimos em moeda estrangeira, gastos com fretes, entre outros) uma desvalorização cambial implicará em um aumento de custos que, dada nossa hipótese de margem fixa, será repassada aos preços finais.

Por outro lado, não há argumentação razoável que explique porque o processo oposto não pode ocorrer, isto é, se houver uma valorização consistente da taxa de câmbio os custos em dólares ficarão menores e os empresários poderão repassar essa folga aos preços visando, por exemplo, obter uma maior fatia de mercado. Este processo resultará em uma taxa de inflação menor, ocasionada pela valorização da taxa de câmbio.

Neste capítulo é feita a discussão sobre a interação entre a taxa de câmbio e a taxa de inflação. Na primeira seção apresentamos rapidamente alguns trabalhos que discutem a relevância da taxa de câmbio sobre a inflação, notadamente em um contexto de metas de inflação, perpassando a interação do câmbio com os instrumentos de política monetária. Na seção seguinte é feita uma ampla resenha dos trabalhos que tratam do repasse cambial para os preços domésticos no Brasil.

### **3.1 Taxa de câmbio e inflação**

A maioria dos países abandonou regimes de câmbio fixo ou semi-fixo em prol de arranjos de política cambial mais flexíveis; o Brasil, por seu turno, não foi exceção. Dentre as vantagens teóricas deste arranjo temos uma maior autonomia na condução da política monetária e o fato de que caso choques adversos afetem os termos de troca a requerida desvalorização do câmbio real é obtida mais rapidamente via câmbio nominal do que por meio de uma redução nos preços domésticos (Baqueiro *et al* 2003: 339).

Entretanto, muitas vezes a requerida desvalorização cambial tem nocivos efeitos sobre a economia, notadamente sobre os preços. Neste sentido, Calvo e Reinhart (2002) desenvolveram a hipótese do medo da flutuação (*fear of floating hypothesis*) que discute se os países tentam minimizar a flutuação de suas moedas via política monetária e/ou intervenção no mercado cambial. Para tanto, são construídos indicadores que relacionam a volatilidade cambial com as volatilidades da taxa de juros e das reservas internacionais, cujo comportamento é comparado com um país que apresente, teoricamente, um câmbio genuinamente flutuante.

O trabalho de Souza e Hoff (2006) calcula indicadores de medo de flutuação de acordo com a metodologia de Calvo e Reinhart (2002) para a economia brasileira entre janeiro de 1999 a dezembro de 2005, tomando como *benchmark* de câmbio perfeitamente flutuante os Estados Unidos. Deste modo, se o Brasil apresentar uma baixa volatilidade no câmbio e elevadas volatilidades nos juros e nas reservas isso indica que o Brasil tem um regime cambial intermediário entre o câmbio fixo e o flutuante.

Os indicadores referentes à taxa de câmbio indicaram, à primeira vista, que o regime cambial brasileiro é genuinamente flutuante, haja vista que o câmbio oscilou em módulo mais de 2,5% ao mês em 52% dos casos analisados, percentual este bem superior ao verificado para os Estados Unidos de 30%. Já com relação à volatilidade das reservas brasileiras vemos que estas são bem maiores que a do *benchmark*: variação mensal das reservas brasileiras acima de +/- 2,5% em 51% dos casos analisados vis-à-vis 27% nos EUA. Assim, é possível pensar que o governo brasileiro interveio no mercado de câmbio, mas sem lograr êxito.

Por fim, o indicador *Calvo-Reinhart de Medo de Flutuação* para as taxas de juros aponta novamente para uma maior volatilidade das taxas de juros brasileiras do que a dos EUA. Aliás, os valores encontrados para o Brasil estão bem acima dos valores estadunidenses, pois em 35% dos casos a variação da taxa de juros brasileira foi maior que 0,5% em módulo, enquanto que naquele país somente em 5%.

Em suma, os resultados apresentados não indicam claramente se o Brasil apresenta ou não receio de flutuação excessiva da taxa de câmbio: por um lado, o indicador *Calvo-Reinhart* de volatilidade da taxa de câmbio sugere uma flutuação genuína; por outro, os indicadores relativos às reservas e às taxas de juros indicam medo de flutuação.

Visando elucidar se o Brasil apresenta *fear of floating* os autores constroem também indicadores alternativos. A metodologia utilizada foi a seguinte: são calculadas as volatilidades relativas entre as taxas de câmbio e as reservas e as volatilidades relativas entre as taxas de câmbio e as taxas de juros. A volatilidade da taxa de câmbio e da taxa de juros foi medida por seus desvios padrão, pois são variáveis medidas em taxas, enquanto que a volatilidade das reservas é medida pelo coeficiente de variação, obtendo-se, assim, uma unidade de medida adimensional.

O quociente do desvio padrão da taxa de câmbio sobre o coeficiente de variação das reservas deve ser baixa se o banco central utilizar as reservas para conter a volatilidade do câmbio. Este quociente para economia brasileira foi de 0,26, um valor muito próximo ao *benchmark* dos EUA de 0,23, o que indicou a presença de um regime de câmbio de flutuação genuína.

De modo análogo, uma razão reduzida entre a volatilidade da taxa de câmbio e a volatilidade taxa de juros indica uma maior propensão do banco central para a utilização da taxa de juros para estabilizar a taxa de câmbio. Novamente o resultado apresentado pelo Brasil é muito próximo àquele apresentado para os EUA (1,93 X 1,33), o que reforça a idéia de que a autoridade monetária brasileira não apresenta *fear of floating*.

Seria mais interessante, por outro lado, avaliar se houve medo de flutuação de acordo com os períodos de alta e baixa da taxa de câmbio. Caso esta variável seja de fato determinante na taxa de inflação, o BCB pode, explicitamente, não sofrer de *fear of floating* desde que a flutuação resulte em um comportamento baixista da taxa de câmbio. Essa hipótese é ainda mais plausível se levarmos em conta o fato de que o debate sobre política econômica no Brasil tem se pautado quase que exclusivamente em torno da política monetária e da inflação.

Neste sentido, Paula *et al* (2008: 5) discutem as recentes intervenções do BCB no mercado de câmbio brasileiro. Entre meados de 2003 e dezembro de 2004 a autoridade monetária praticamente não interveio no mercado cambial; entretanto, a partir de outubro de 2005 tem início um processo quase que contínuo de compra de divisas no mercado à vista, num contexto de acumulação de reservas internacionais. Deste modo, face à tendência de valorização cambial do período, é razoável supor que o BCB não tenha um comprometimento efetivo com o nível da taxa de câmbio, mesmo porque a inflação e as expectativas inflacionárias se arrefeceram ao longo deste período.

Entretanto, dada a restrição inerente a qualquer dissertação de mestrado, não será possível avaliar com profundidade os determinantes do câmbio e sua relação com a política monetária. Por exemplo, a hipótese de que a taxa de juros controla a inflação via valorização da taxa de câmbio é um tanto quanto controversa e de difícil validação. A sustentação empírica de que existem indícios de que este mecanismo de transmissão é preponderante poderia ser um indicativo de que a política monetária é eficaz na medida em que os juros asseguram uma inflação dentro das metas via variação da taxa de câmbio. Todavia, perpassaremos esta temática de maneira breve.

Em Carvalho *et al* (2005) é realizado o procedimento estatístico de identificação do componente principal de uma determinada variável. Para tanto, são identificadas variáveis explicativas que objetivam explicar um determinado fenômeno em um período selecionado. O procedimento determina que cada componente seja composto por todas as variáveis explicativas e tanto o componente quanto as variáveis têm um peso.

As variáveis utilizadas para explicar os principais determinantes da taxa de câmbio foram saldo comercial, remessa de rendimentos (juros, lucros e dividendos), investimento brasileiro direto, investimento estrangeiro direto e investimento estrangeiro em carteira, pois foram variáveis do balanço de pagamentos que apresentaram maiores variações em termos absolutos entre janeiro de 1999 e dezembro de 2004.

Os resultados encontrados por Carvalho *et al* (2005: 25) indicam que nos anos de 2000 e 2004 a taxa de câmbio foi fundamentalmente explicada pelo saldo comercial e pelo investimento estrangeiro direto; em 1999 e 2002, anos de crise cambial, a variação cambial foi explicada pelas variáveis investimento estrangeiro em carteira e saldo comercial; por fim, nos anos de forte pressão sobre a taxa de câmbio – 2001 e 2003 – as remessas de rendimentos e investimento estrangeiro em carteira explicam predominantemente o comportamento da taxa de câmbio.

Já Garcia (2007) contesta a hipótese de que, tendo em vista que o processo de redução da Selic a partir da segunda metade de 2005 se deu concomitantemente ao processo de valorização do real, o diferencial de juros acarreta na valorização cambial deixa de ser válida. O autor refuta este argumento, notadamente, por conta dos derivativos cambiais como os NDF's (*non-deliverable forward contracts*) e por meio da venda de dólares no mercado futuro. Em qualquer uma destas opções o investidor estrangeiro aufero o diferencial de juros entre o mercado brasileiro e o mercado externo mais a apreciação cambial (configurando o chamado *carry trade*); o risco da operação é que haja um movimento oposto do câmbio, de modo que a depreciação cambial seja superior ao retorno do diferencial de juros.

O autor ressalta em outro artigo (Garcia e Fernandes 2007) que apesar da queda do diferencial de juros, em função da redução da Selic, a operação de *carry trade* tem se mostrado ainda muito rentável face à tendência de valorização do real apresentada ao longo de 2006 e 2007. Isso, contudo, na visão do autor, não implica que o *carry trade* seja o principal fator de valorização cambial, pois esta operação desempenha apenas um papel secundário.

Deste modo, como visto acima, o impacto da política monetária sobre a taxa de câmbio é algo complexo e que requer uma análise mais pormenorizada. Entretanto, a despeito da importância da variável juros sobre a variável câmbio, não adentraremos com mais profundidade na esfera de estimativas e procedimentos de determinação da taxa de câmbio, isto é, não discutiremos se a taxa de câmbio é determinada por fluxos presentes na conta corrente ou na conta financeira, bem como se há alguma relação entre a taxa Selic e a taxa de câmbio futura. Assumiremos, por assim dizer, que a taxa de câmbio é exógena à política

monetária, ou seja, a magnitude do canal de transmissão da política monetária via câmbio não será avaliada empiricamente.

Nossa preocupação, assim, é com a variação da taxa de câmbio sobre o IPCA no período recente. Ho e McCauley (2003: 1) apontam que existem três visões acerca do papel da taxa de câmbio em um regime de metas de inflação:

1. Construcionista estrita (*strict constructionist view*) – determina que a taxa de juros deve responder às variações do câmbio se, e somente se, o câmbio afetar a inflação atual e esperada. A justificativa para tal visão é que intervenções no mercado de câmbio podem confundir o público acerca do real objetivo da autoridade monetária ou, pior, fazer com que se tenha uma meta de câmbio e não de inflação;

2. Meta de inflação flexível (*flexible inflation targeter view*) – determina que a taxa de câmbio pode ser um objetivo de política econômica, juntamente com metas inflação e produto. Deste modo, a taxa de câmbio entra na Regra de Taylor e o BC somente deve responder ao câmbio se a inflação estiver dentro da meta;

3. Singaporeana (*Singaporean view*) – determina que quando uma economia é suficientemente aberta, com elevado *pass-through*, estabilizar a inflação requer uma elevada gestão da taxa efetiva de câmbio. Ademais, os autores afirmam que esta visão inspirou uma versão diferente da Regra de Taylor, qual seja, adotar a taxa de câmbio efetiva ao invés de usar a taxa de juros como instrumento de política econômica.

A taxa de câmbio pode afetar a inflação por meio dos preços de bens finais comercializáveis e de bens intermediários importados e por seu impacto nas expectativas de inflação. Neste sentido, Ho e McCauley (2003: 21) apresentam os resultados de 18 países que adotaram RMI no que concerne ao cumprimento da meta estabelecida e o comportamento da taxa nominal de câmbio durante o período 1998 a 2002. Ressaltamos que o critério adotado foi um pouco mecânico, tal como os próprios autores afirmam, na medida em que são contados os resultados em que cada país, após adotar RMI, acerta ou erra a meta de inflação<sup>24</sup>.

Os resultados encontrados mostram que, de modo geral, os países em desenvolvimento (PED) têm maior dificuldade em acertar a meta, apesar de estabelecerem, em média, uma tolerância maior. Além disso, ordenando as oscilações da taxa de câmbio

---

<sup>24</sup> A contagem foi feita notadamente sobre dois critérios: 1) anos parciais (como no caso da adoção do RMI no meio de um determinado ano) foram contados como anos cheios; 2) no caso de metas pontuais foram considerados erros quando a inflação verificada excedeu a meta pontual em  $\pm 1\%$ , enquanto que no caso de bandas de metas (metas com limites de tolerância ou com banda assimétrica do tipo  $<X\%$ ) foram considerados erros quando a inflação verificada ficou acima ou abaixo desses limites.

nominal em faixas – apreciação igual ou maior de 10%, depreciação igual ou maior que 10% e variações em módulo menores que 10% – verifica-se que os PED apresentaram volatilidade cambial maior do que os países industrializados.

Além disso, o trabalho de Ho e McCauley (2003) mostra que a taxa de câmbio dos PED é mais volátil que a taxa dos países industrializados e encontrou evidências de que o repasse cambial é maior no primeiro grupo de países do que neste último<sup>25</sup>. Todavia, o maior mérito deste trabalho para os nossos propósitos é a seguinte evidência: dos 22 episódios de não cumprimentos da meta de inflação encontrados para os PED, 10 estiveram associados a oscilações de mais de 10% na taxa de câmbio. Esta relação entre o desempenho do regime de metas de inflação e a variação da taxa de câmbio defasada não foi verificada para os países industrializados na medida em que apenas 2 episódios em 9 estiveram associados a essa volatilidade cambial.

Com base nessas evidências observamos que os casos de não cumprimento das metas de inflação em 2001, 2002 e 2003 devido ao comportamento da taxa de câmbio não foram especificidades da economia brasileira. Trata-se de um problema que acomete predominantemente os PED e que a taxa de inflação tem um elevado componente cambial, cujos efeitos podem ser diretos e indiretos.

### **3.2 Revisão da literatura sobre repasse cambial para os preços domésticos no Brasil**

Os trabalhos sobre repasse cambial para os preços domésticos são predominantemente estudos empíricos que estimam o coeficiente de *pass-through* por meio das mais variadas metodologias econométricas. Entretanto, como se verá nesta seção, em alguns casos não é utilizada econometria, bastando para a estimativa de repasse, por exemplo, a avaliação da quantidade de insumos importados na produção ou processos específicos de decomposição da inflação.

O trabalho de Menon (1995) faz uma resenha dos modelos microeconômicos de repasse cambial e apresenta alguns resultados empíricos, mas sempre relacionados ao impacto do câmbio sobre o preço dos bens transacionáveis. São apresentados modelos com diferentes versões de repasse cambial, como abordagens a partir das elasticidades dos bens

---

<sup>25</sup> As estimativas de repasse cambial citadas em Ho e McCauley (2003) foram obtidas no trabalho de Choudhri e Hakura (2003), discutido na próxima seção.

transacionáveis, da estrutura de mercado (concorrência perfeita e imperfeita), a partir de produtos homogêneos e diferenciados, entre outros, mas cuja solução sempre foi avaliar o impacto de uma variação percentual na taxa de câmbio sobre os preços destes bens ( $\partial P/P/\partial E/E$ ). Uma das principais evidências encontradas por Menon (1995: 31-40<sup>26</sup>) foi que o repasse cambial para os preços dos bens transacionáveis é quase sempre incompleto, ou seja, os preços são afetados em um percentual inferior à variação do câmbio.

Neste contexto, Goldberg e Knetter (1996: 6) apresentam formalmente uma equação que contempla o repasse cambial para os bens transacionáveis. Assim, se  $\gamma = 1$  o repasse cambial é completo, ou seja, a variação da taxa de câmbio é integralmente repassada à taxa de inflação; se  $\gamma < 1$  o repasse é incompleto.

$$p_t = \alpha + \delta X_t + \gamma E_t + \Psi Z_t + \varepsilon_t \quad (28)$$

Onde  $p$  é o preço de um determinado produto transacionável,  $X$  é uma variável de controle (por exemplo, uma medida de custo desse bem),  $E$  é a taxa de câmbio,  $Z$  são outras variáveis de controle do modelo e  $\varepsilon$  é o erro.

Antes de adentrarmos na revisão da literatura estatística e econométrica que trata do repasse cambial para o Brasil, devemos tecer alguns comentários sobre o trabalho de Taylor (2000). Neste texto, o autor levanta a hipótese de que a capacidade das firmas de repassarem aumentos de custos para seus preços está associada ao comportamento da inflação. Taylor (2000), ao citar alguns estudos para países da OCDE que mostraram que o repasse cambial para os preços domésticos se reduziu a partir dos anos 90, aponta para a existência de uma lacuna teórica que justifique este comportamento. Para tanto, foi desenvolvido um modelo microeconômico no qual as empresas têm algum poder de mercado e que a decisão de fixação de preços contempla mudanças nos custos, mudanças nos preços das outras firmas e mudanças na demanda. A solução do modelo, bem como a estimativa econométrica, indicou evidências de que o baixo repasse para os preços domésticos está associado à baixa inflação dos últimos.

Um dos trabalhos empíricos mais citados sobre repasse cambial é o artigo de Goldfajn e Werlang (2000), no qual os autores fazem um estudo em painel para uma amostra de 71 países no período 1980-98 buscando mostrar qual o impacto de uma depreciação cambial para a inflação, perfazendo um total de 14.013 observações. O coeficiente de repasse cambial é

---

<sup>26</sup> Esta obra foi conseguida diretamente com o autor em arquivo do tipo *Word*; por este motivo, os números das páginas nas citações certamente são diferentes da publicação original.

definido como a relação entre a inflação acumulada em  $j$  períodos e a depreciação acumulada em  $j$ , mas cujo efeito sobre a inflação requer pelo menos uma defasagem.

Os autores, então, identificam potenciais determinantes do *pass-through*. A primeira variável é uma medida de ciclo econômico, como o hiato do produto, sobre a qual se supõe que quando há um aumento nas vendas as empresas podem repassar o aumento em seus custos com maior facilidade. A segunda variável que pode afetar a magnitude do repasse é o patamar da taxa real de câmbio: uma supervalorização da taxa de câmbio normalmente é acompanhada de uma depreciação no futuro e essa depreciação não necessariamente implicará em um aumento da inflação, desde que ela promova um ajuste do preço relativo dos bens transacionáveis e não-transacionáveis. Entretanto, elevadas depreciações que não estejam associadas a um ajuste nos preços relativos produzem inflação.

O terceiro aspecto que pode determinar o repasse cambial para os preços remonta ao trabalho de Taylor (2000). Neste texto, como dito acima, o autor sustenta a hipótese de que o *pass-through* está associado ao comportamento da inflação, de modo que países que apresentem um histórico de inflação elevada tendem a ter um repasse cambial maior. Deste modo, países com níveis de preços mais estáveis mantêm a inflação sob controle mesmo após uma elevada desvalorização cambial. Por fim, o grau de abertura também deve afetar o repasse cambial de modo que quanto mais aberta for a economia, maior a presença de importações e exportações e, assim, maior o efeito de um aumento na taxa de câmbio sobre os preços.

Sobre os dados temos que o hiato do produto ( $GDP$ ) e a taxa de câmbio real ( $RER$ ) foram calculadas por meio dos desvios das respectivas séries de suas tendências obtidas pelo filtro Hodrick-Prescott, a taxa de inflação acumulada ( $\Pi_{t,t+12}$ ) foi obtida pelo índice de preços ao consumidor ajustada sazonalmente e a depreciação foi calculada por meio do índice da taxa de câmbio efetiva nominal ( $\hat{e}_{t-1,t+j-1}$ ). Já o grau de abertura foi dado pela soma das importações e exportações sobre o PIB ( $OPE$ ) e a medida de ciclo econômico foi obtida pelo nível da atividade industrial mensal. Assim, foi estimada a seguinte equação:

$$\Pi_{i,[t,t+j]} = \beta_0 + \beta_1 \hat{e}_{i,[t-1,t+j-1]} + \beta_2 RER_{i,t(-1)} + \beta_3 GDP_{i,t(-1)} + \beta_4 \Pi_{i,t(-1)} + \beta_5 OPE_{i,t(-1)} + u \quad (29)$$

Onde  $i$  indicou o país e  $t$  é o período de tempo; a taxa de inflação e a taxa depreciação da taxa nominal câmbio foram calculadas durante no período  $t$  e as outras variáveis foram incluídas no período  $t-1$ .

Os resultados da regressão estimada usando efeitos fixos e mínimos quadrados generalizados para horizontes de 1, 3, 6 e 12 períodos à frente. O *pass-through* cresceu à medida que se aumentou o horizonte temporal. Uma desvalorização de 10% na taxa de câmbio em  $t$  indicou um aumento na taxa de inflação de 0,12%, 1,7%, 4,2% e 7,3% dali 1, 3, 6 e 12 meses, respectivamente, indicando que o repasse cambial aos preços ao consumidor não é completo.

Adicionalmente, foi feita a mesma regressão para diferentes sub-amostras, quais sejam, agrupamento por continentes, por nível de desenvolvimento econômico – emergentes, desenvolvidos e em desenvolvimento, de acordo com a classificação do Banco Mundial – e por países pertencentes ou não à OCDE. Os resultados indicaram que o repasse é sensivelmente maior no continente Americano (por conta do impacto da América Latina), sobretudo após 6 meses da desvalorização cambial, sendo praticamente explosivo a partir de  $t+18$ , cujo coeficiente é 1,24, evidenciando um *pass-through* mais do que completo. Além disso, os países em desenvolvimento e emergentes têm um repasse sensivelmente mais elevado do que os desenvolvidos e doze meses à frente os emergentes têm quase um repasse completo (0,912) vis-à-vis um coeficiente igual a 0,605 e 0,506 para os países desenvolvidos e em desenvolvimento<sup>27</sup>.

Uma abordagem alternativa às tradicionais estimativas econométricas de repasse cambial foi realizada por Carvalho e Pereira (2000) por meio de dados da matriz de insumo-produto de 1995 para o Brasil. São apresentados dois canais pelos quais a taxa de câmbio afeta os preços industriais no Brasil, expressos por efeitos diretos e indiretos. Os efeitos diretos são relacionados aos custos dos setores que dependem de insumos importados. Uma desvalorização cambial, portanto, exerce uma pressão sobre os custos industriais que é diretamente proporcional à participação de insumos e componentes importados nos custos dessas empresas. Além disso, outro efeito direto é o efeito do câmbio sobre os preços dos fornecedores domésticos que demandam insumos importados.

O segundo canal de transmissão depende do comportamento dos *mark-ups* em um contexto de mudança de regime cambial. Deste modo, além de estimar os *mark-ups* setorialmente, os autores estimam que uma desvalorização cambial de 50% gera uma inflação ao consumidor de 8,2%, via custo de insumos importados diretamente pelas empresas e via consumo intermediário, entendido como os preços de fornecedores que importam insumos.

---

<sup>27</sup> Goldfajn e Werlang (2008: 18) estimaram ainda os principais determinantes do repasse cambial, admitindo que este último seja uma função linear da taxa de câmbio real, do hiato do produto, da inflação inicial e do grau de abertura. Os resultados encontrados foram ao encontro dos achados de Ho e McCauley (2003; 40) no qual o *pass-through* foi fortemente explicado pela inflação inicial.

Os autores estimaram a sensibilidade dos custos à variação cambial desagregada por setor, simulando os efeitos totais (diretos e indiretos, sob a hipótese de *mark-ups* estáveis) para variações cambiais de 20%, 30% e 50%. Destacam-se nesta simulação os setores de equipamentos não ferrosos, refino de petróleo, metalurgia não ferrosos, químicos diversos, automóveis, caminhões e ônibus, indústria têxtil e indústria da borracha que apresentaram uma sensibilidade maior que 25% à desvalorização do câmbio.

Adicionalmente, os autores multiplicaram a sensibilidade estimada de cada um dos setores analisados por desvalorizações cambiais de 5 a 80% e ponderaram este resultado de acordo com a participação dos produtos originários de cada setor no consumo total das famílias, tal como apresentado na matriz de insumo-produto de 1995. Com isso Carvalho e Pereira (2000) obtiveram uma *proxy* de inflação ao consumidor na qual o índice de preços oscilou de 3,3 a 8,2% para uma variação cambial de 20 e 50%, respectivamente.

A metodologia do BCB para avaliar o repasse cambial sobre o IPCA foi apresentada por Bogdanski *et al* (2000) e consiste em uma curva de Phillips, afetada pela curva IS e pela UIP, tal como mostrado na Figura 2 e nas equações (20), (21) e (22). Nessa modelagem, o repasse cambial é uma variável chave na configuração da curva de Phillips e, por este motivo, várias especificações – lineares e não lineares – foram apresentadas. A primeira é uma especificação linear na qual o coeficiente é constante; a segunda especificação é uma função quadrática da transferência das variações da taxa de câmbio para a inflação; a terceira também é não linear, um coeficiente *level-dependent* estimado sob a hipótese de que o repasse depende também do nível do logaritmo natural da taxa de câmbio nominal; e, por fim, a quarta e última especificação é uma função quadrática do nível da taxa de câmbio nominal, decorrente da evidência da análise de equilíbrios parciais nas quais uma desvalorização da taxa de câmbio desloca a curva de oferta dos produtores competitivos de bens transacionáveis:

$$\alpha_4 = \text{constante} \quad (30)$$

$$\alpha_4 = (\alpha_{41} + \alpha_{42}\Delta(p_{t-1}^F + e_{t-1})) \quad (31)$$

$$\alpha_4 = (\alpha_{41} + \alpha_{42}e_{t-1}) \quad (32)$$

$$\alpha_4 = \alpha_{41} \frac{E_{t-1}^2 - \alpha_{42}}{E_{t-1}^2 + \alpha_{42}} \quad (33)$$

Minella *et al* (2003), por sua vez, destacam dois desafios que acometem o regime de metas de inflação brasileiro: credibilidade e volatilidade cambial excessiva, notadamente nos anos de 2001 e 2002. A análise compreendida pelos autores neste trabalho contempla quatro enfoques: o comportamento do banco central, o comportamento das expectativas dos agentes,

mudanças na dinâmica de inflação e, por fim, volatilidade da taxa de câmbio e *pass-through*. Para a análise do primeiro enfoque é feita uma estimação da regra de Taylor do BC; para o segundo é analisada a dinâmica das expectativas de inflação dos agentes vis-à-vis às metas, visando-se aferir se estas últimas funcionam como coordenadoras das primeiras; a mudança na dinâmica inflacionária é analisada por meio da estimação de uma curva de Phillips; já com relação ao *pass-through* é estimado um modelo VAR para os preços administrados, preços livres e para o IPCA cheio.

A estimativa da Curva de Phillips feita em Minella *et al* (2003) difere da modelagem do BCB na medida em que é regredida a taxa de inflação medida pelo IPCA com suas próprias defasagens (até dois períodos), taxa de desemprego defasada em um período e a variação nominal do câmbio de doze meses defasada em um ano. A amostra utilizada compreende o período de julho de 1995 a dezembro de 2002 e inclui a adição de variáveis *dummy*<sup>28</sup>.

A taxa de câmbio se mostrou significativa e com um coeficiente igual a 0,08 na especificação com apenas uma defasagem e de 0,09 na especificação com duas defasagens. Ao considerar o coeficiente da inflação defasada, os autores encontraram um repasse cambial para o período de 12 meses de 18% e 9% para o período completo e para o período de regime de metas de inflação, respectivamente (Minella *et al* 2003: 23).

Adicionalmente, Minella *et al* (2003) estimam o *pass-through* e a importância de choques na taxa de câmbio sobre a variabilidade da inflação por meio de um modelo VAR. Foram feitas duas especificações, uma para os preços administrados e preços livres e outra para o IPCA cheio. Ambas as especificações incluíram o produto industrial ajustado sazonalmente, o *spread* EMBI + (*Emerging Markets Bond Index Plus*), por se tratar de um bom indicador de crises financeiras, a taxa de câmbio média mensal e a taxa de juros Selic média mensal. Os modelos foram estimados em nível, usando I(1) e I(0), ao invés de usar correção de erros. As variáveis que foram usadas em nível de logaritmo natural foram produto, preços administrados, preços livres, IPCA e taxa de câmbio e somente em nível foram EMBI + e taxa de juros, com quatro defasagens em ambas as especificações. Foi adotado o seguinte ordenamento das séries na decomposição de Cholesky na primeira especificação: produto, preços administrados, preços livres, EMBI + e taxa de juros. Na segunda especificação, o IPCA entra no lugar dos preços administrados e livres.

---

<sup>28</sup> Foram inseridos dois tipos de variáveis *dummy*. Na primeira se assumiu o valor de 1 durante o período de metas de inflação e zero antes de junho de 1999, sendo que essa variável multiplica a constantes, a taxa de inflação defasada em um período e a taxa de inflação defasada em um e dois períodos. Já a outra variável *dummy* assumiu o valor 1 entre outubro e dezembro de 2002.

Visando capturar possíveis mudanças no segundo semestre de 2002 foi estimada a função impulso-resposta para uma amostra que termina em junho e em dezembro deste mesmo ano. O aspecto de maior relevância é que as respostas dos preços administrados e livres são positivas e estatisticamente significantes, sendo maior nos preços administrados do que nos preços livres. Além disso, há um aumento na resposta do câmbio nos meses finais de 2002, mas dentro da banda relativa à amostra de junho.

Por fim, Minella *et al* (2003: 28) estimam o repasse cambial como a razão entre o aumento nos preços em um horizonte de doze meses e o valor do choque cambial. Para o valor do choque no primeiro mês o repasse cambial é 32,7% para os preços administrados e 17% para os preços livres – 19,7% e 7,8%, respectivamente, se considerarmos a amostra que termina em junho. Se considerarmos o valor do choque no segundo mês, teremos um repasse de 22% e 11% - 12,1% e 4,8% na amostra menor – para os preços administrados e livres, respectivamente. Assim, o repasse para os administrados é 1,9 vezes maior (2,5 para a amostra que vai até junho) do que o repasse para os preços livres. O repasse para o IPCA cheio é de 17,9% e 11,4% (14,1% e 8,4% na amostra reduzida) considerando os choques do primeiro e do segundo mês respectivamente.

Ao considerar apenas o período após a adoção do regime de metas de inflação, os autores encontraram os seguintes valores para os preços administrados, livres e IPCA cheio: 20%, 11,3% e 13,1%, admitindo um choque cambial no 1º mês; 18,8%, 10,3% e 11,5%, para um choque cambial no 2º mês (Minella *et al* 2003: 28).

Já Belaisch (2003) também constrói um modelo VAR para dados mensais de julho de 1999 a dezembro de 2002 com as seguintes variáveis: taxa de câmbio real, preços domésticos (IGP-DI, IPCA dos preços administrados e livres, IPCA dos não transacionáveis e não transacionáveis e IPCA cheio), preços de petróleo em moeda doméstica (*proxy* de choques de oferta) e produção industrial (*proxy* da demanda agregada), dessazonalizadas para retirar comportamentos enviesados por conta da mudança no regime cambial e de política monetária em 1999. O ordenamento das séries foi o seguinte, de acordo com os testes de causalidade Granger: preços de petróleo, produção industrial e taxa de câmbio são sempre mais exógenas que os índices de inflação.

Por meio dos resultados da função impulso-reposta Belaisch (2003: 9-10) afirma que um choque de um desvio-padrão na taxa de câmbio, isto é, um aumento na taxa de depreciação de aproximadamente 2,3%, tem um pequeno impacto no IPCA, convergindo ao patamar inicial após 6 meses do choque.

A autora estima ainda um coeficiente de repasse cambial acumulado (PT) por meio da função de impulso-resposta de acordo com:

$$PT_{t,t+j} = \frac{\sum_{j=1}^T \Delta P_{t,t+j}}{\sum_{j=1}^T \Delta E_{t,t+j}} \quad (34)$$

Onde  $\Delta P_{t,t+j}$  é a variação cumulativa no nível de preços  $j$  meses após o choque e  $\Delta E_{t,t+j}$  é a depreciação da taxa de câmbio acumulada durante o mesmo período.

Os resultados encontrados indicaram que o repasse de longo prazo para o IPCA é bem baixo – 23% - enquanto que o repasse de longo prazo para o IPA é muito elevado, superior à unidade (165%), indicando uma trajetória explosiva.

O trabalho de Choudhri e Hakura (2003) também procura testar a hipótese levantada por Taylor (2000) de que o ambiente inflacionário afeta o repasse cambial para os preços domésticos. Para tanto, os autores desenvolvem um modelo macroeconômico para uma economia aberta com competição imperfeita e inércia de preços. A análise empírica contemplou 71 países entre 1979 e 2000, a partir de dados trimestrais, e consistiu na estimação da equação 35 em primeira diferença, pois as variáveis eram não-estacionárias e não foi identificado um vetor de co-integração:

$$\Delta \log P_t = \gamma_1 + \pi_1(L) \Delta \log P_{t-1} + \pi_2(L) \Delta \log S_t + \pi_3(L) \Delta \log P_{t-1}^* + \varepsilon_t \quad (35)$$

Onde  $P$  é a inflação doméstica,  $S$  é a taxa de câmbio nominal efetiva,  $P^*$  e a inflação externa e  $\varepsilon$ , como de praxe, é o erro.

As estimativas feitas para o Brasil foram feitas em três sub-amostras, quais sejam, período de inflação moderada (1994:4 a 2000:4), elevada inflação “I” (1981:1 a 1994:3) e elevada inflação “II” (1980:2 a 1989:2), sendo que em todas se estimou o impacto da variação cambial no mesmo trimestre e após um, quatro e vinte trimestres ( $N = 0, 1, 4, 20$ ). O parâmetro estimado para a primeira sub-amostra não foi significativo; os resultados oscilaram de 0,33 – elevada inflação “I” /  $N = 1$  – a 0,92 – elevada inflação “II” /  $N = 20$ , o que representa um elevado repasse cambial após 20 trimestres, apesar do período não atingir nem os anos 1990.

Além das evidências para os demais países de que o repasse da sub-amostra “inflação elevada” ser superior, em média, que o repasse da “inflação moderada”, foram regredidos por mínimos quadrados e por mínimos quadrados ponderados os coeficientes de repasse cambial estimados contra diversas variáveis entre as quais a inflação média e a variância da inflação. Os resultados corroboraram a tese de Taylor (2000), pois o repasse cambial foi maior nos regimes de inflação mais elevada.

Correa (2004) discute os efeitos da internacionalização da indústria brasileira sobre o comportamento dos coeficientes de repasse cambial aos preços setoriais no período 1996-2001. Ou seja, o autor procura evidenciar o repasse relativo a cada setor industrial e não aos índices de preços ao consumidor. Do ponto de vista descritivo, o autor mostra que houve uma sensível elevação média nos preços setoriais após a adoção do câmbio flutuante, notadamente dos produtos comercializáveis e das atividades ligadas à exploração de recursos naturais. Setores que têm um forte componente importado em seus custos também apresentaram uma considerável elevação de preços pós-1999, como o setor de química, petroquímica, complexo eletrônico e de veículos e peças automotivas.

Valendo-se da evidência já apresentada por Goldfajn e Werlang (2000) no que concerne ao papel da abertura comercial sobre o repasse, o autor afirma que:

*“(...) em setores em que houve ampliação dos coeficientes de comércio e/ou ampliação da presença estrangeira, a variação acumulada nos preços após a desvalorização cambial é bastante expressiva em comparação com o período de câmbio semi-fixo” (Correa 2004: 6).*

Assim, são identificados três mecanismos pelos quais uma desvalorização cambial pode afetar os preços setoriais: aumento dos coeficientes de importações, concentração da pauta de exportação em produtos de baixo valor agregado e muito suscetíveis à oscilações de preço no mercado internacional e aumento da participação das empresas estrangeiras.

Correa (2004: 10) estima o seguinte modelo com dados em painel:

$$VIPAOG_{i,t} = \beta_1 VCAMBIO_t + \beta_2 VCAMBIO_{t-1} + \beta_3 ABERT_{i,t} + \beta_4 EST_{i,t} + \beta_5 TAR_{i,t} + \beta_6 CAP_{i,t} + \beta_7 INT\_AB_t + \beta_7 INT\_EST_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (36)$$

Onde  $VIPCAOG$  é a variação do índice de preços por atacado – oferta global, desagregado setorialmente e que inclui tanto os preços dos transacionáveis como dos não transacionáveis;  $VCAMBIO$  é variação da taxa nominal de câmbio média;  $ABERT$  é dado pela soma das importações e exportações sobre o valor total da produção;  $EST$  é a participação estrangeira no total do faturamento do setor;  $TAR$  é a tarifa nominal (indicador de proteção setorial);  $CAP$  é a utilização da capacidade instalada;  $INT\_AB$  capta a interação entre o grau de abertura e câmbio sobre os preços (dado por  $VCAMBIO \times ABERT$ );  $INT\_EST$  mede a interação entre a taxa de câmbio com a participação de empresas estrangeiras (dado por  $VCAMBIO \times EST$ ) e  $\varepsilon$  é o erro aleatório. Deste modo, as variáveis  $VCAMBIO$  corrente e defasada captam o *pass-through*.

As estimações foram feitas com efeitos fixos e efeitos aleatórios, haja vista a estatística do teste de Hausmann ( $\xi_H$ ) não permitir rejeitar o modelo de efeitos aleatórios. Os

resultados apontaram que o repasse cambial é positivo e significativo: 8,7% no modelo de efeitos fixos e 11,2% no modelo de efeitos variáveis. Por fim, com base nos demais parâmetros estimados, o autor conclui que a internacionalização da indústria brasileira aumentou a sensibilidade desses preços à variações na taxa de câmbio (Correa 2004: 17).

O trabalho de Gagnon e Ihrig (2004) se assemelha ao artigo de Choudhri e Hakura (2003) na medida em que estes autores discutem a redução no repasse cambial para os preços domésticos no período recente. Todavia, difere daquele na medida em que se atribui esse menor *pass-through* à maior ênfase dos bancos centrais no controle à inflação. Apesar de não estimar este coeficiente para o Brasil – a amostra incluiu 20 países industriais entre o 1º trimestre de 1971 e o quarto trimestre de 2003 – este trabalho deve ser mencionado vez que é uma obra de referência nos estudos sobre o tema. Em linhas gerais, os autores verificaram que (i) países com baixas e estáveis taxas de inflação têm um repasse cambial estimado menor, (ii) o nível e a variabilidade da inflação se reduziram a partir dos 1990 e (iii) foi encontrada conexão entre o *pass-through* estimado e a regra de Taylor estimada para os países analisados, o que reforça a tese de que a maior ênfase no controle da inflação esteve associado à uma redução no repasse.

Já em Carneiro *et al* (2004) é estimada uma curva de Phillips do tipo *backward-looking* à semelhança da apresentada em Bogdanski *et al* (2000), denominada de linear, e estimam uma curva de Phillips na qual o repasse cambial é uma função da taxa de câmbio real e da taxa de desemprego dessazonalizada (denominada de não linear).

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 u_{t-1} + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_t^b \rightarrow \text{Linear} \quad (37)$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 u_{t-1} + \beta(u_{t-1}^s, r_t) \Delta e_t + \varepsilon_t^b \rightarrow \text{Não linear} \quad (38)$$

Onde  $\pi$  é a taxa de inflação,  $u$  é a taxa de desemprego e  $u^s$  é a taxa de desemprego com ajuste sazonal,  $\Delta e$  é a desvalorização cambial nominal e  $r$  é a taxa de câmbio real, sendo permitido que este último termo entre na regressão de forma contemporânea e defasada.

O método econométrico empregado para estimar (38) foi o dos mínimos quadrados não lineares e o período da amostra vai do terceiro trimestre de 1994 ao quarto trimestre de 2001. Além disso, quatro especificações para o coeficiente  $\beta$  foram testadas:

$$\beta_1(1 + \beta_2 r_t) \quad (39)$$

$$\beta_1(1 + \beta_2 u_{t-1}^s) \quad (40)$$

$$\beta_1(1 + \beta_2 r_t + \beta_3 u_{t-1}^s) \quad (41)$$

$$\beta_1(1 + \beta_2 r_t)(1 + \beta_3 u_{t-1}^s) \quad (42)$$

As estimações resultaram que apenas na especificação linear e na especificação não linear (42) os parâmetros foram significativos, resultando num repasse de 6,3% no primeiro caso, para os anos de 1999, 2000 e 2001, e de 5,6%, 6,0% e 7,7% na estimativa não linear para estes mesmos anos.

A partir destes resultados, Carneiro *et al* (2004) estimaram a contribuição do câmbio para o IPCA em cada um dos anos supracitados. Para tanto, foram multiplicados os coeficientes estimados acima pela desvalorização nominal trimestre a trimestre de modo a compor o repasse no ano. A especificação não linear resultou em valores superiores com relação à especificação linear nos anos de 2000 (0,7% X 0,1%) e 2001 (3,2% X 1,9%); já em 1999 a contribuição do câmbio para índice de referência do RMI brasileiro foi de 3,6% no modelo linear vis-à-vis 3,4% na outra especificação.

Por fim, os autores estimam o repasse cambial para o IPCA dos preços administrados, para os preços livres e para alguns sub-grupos do IPCA livre. Para a especificação linear destaca-se o repasse cambial dos produtos industrializados ( $\alpha_4 = 0,07$ ), ligeiramente superior ao verificado para o IPCA cheio de 0,06. Já para a especificação não linear, por outro lado, obtém-se uma contribuição do câmbio ao IPCA por sub-grupo de 4%, um valor bem superior ao verificado aos 3,2% estimados para o IPCA agregado.

Em Minella e Correa (2005) novamente é discutida a não-linearidade da curva de Phillips. Todavia, neste caso os autores trabalham com a hipótese da existência de um repasse cambial não linear estimado por meio de modelos com *threshold* (limiar). Uma das grandes contribuições deste trabalho aos propósitos da presente dissertação consiste no fato de que os autores explicitamente discutem a questão da simetria do repasse, haja vista a variação da taxa de câmbio nominal ser essa uma das três variáveis de *threshold* testadas – as demais foram hiato do produto e volatilidade da taxa de câmbio.

Para tanto, os autores desenvolvem um modelo em que existem apenas três setores na economia – dos quais dois são diretamente afetados pela taxa de câmbio (um importa insumos e o outro produz os bens no mercado externo, mas os comercializa no mercado doméstico) – sendo que todos possuem algum poder de mercado. Subjacente às hipóteses apresentadas estão as teoria *pricing-to-market* e custos de *menu*, na medida em que a primeira permite o entendimento de um repasse cambial incompleto e assimétrico<sup>29</sup>, enquanto que a segunda leva

---

<sup>29</sup> Esta hipótese refere-se sobremaneira ao setor no qual operam empresas subsidiárias instaladas no mercado doméstico que produzem externamente, mas que comercializam no mercado interno. Uma depreciação na taxa de câmbio pode levar essas empresas a (i) reduzir o seu *mark-up*, visando manter sua participação no mercado (inexistência de repasse); (ii) manter seu *mark-up* e, conseqüentemente, repassando toda a variação do câmbio aos preços; e (iii) combinar os itens (i) e (ii) acima (repasse incompleto). Assim, os autores remetem à teoria do *pricing-to-market* na medida em que se essas empresas desejam

em consideração a possibilidade de que pequenas variações na taxa de câmbio não sejam totalmente repassadas aos preços em função dos custos de remarcação.

O modelo econométrico empregado para se determinar o valor do limiar foi o *Self-Exciting Threshold Autoregressive Model* estimado pelo método dos mínimos quadrados em dois estágios ou método generalizado dos momentos. A variável dependente foi o IPCA livre e as variáveis explicativas foram o hiato do produto, a expectativa do IPCA “cheio” (utilizada variável instrumental), IPCA “cheio” defasado em um período, variação da taxa de câmbio com uma defasagem e inflação dos EUA defasada em um período. Foram usados dados trimestrais para o período 1995:01 a 2004:04.

Quando o *threshold* foi determinado pelo hiato do produto foram encontrados coeficientes de repasse assimétricos, sendo estatisticamente igual a zero quando a diferença do produto corrente do produto potencial foi menor do que -1,89% e igual a 9% quando o hiato foi maior ou igual a -1,89%. Já quando a variável de *threshold* foi determinada pela variação do câmbio nominal, em situações de elevada depreciações (maiores ou iguais a 1,97%) o repasse cambial foi de 10%; nas demais situações o repasse não foi significativa diferente de zero. Neste caso, os autores destacam que os resultados não permitem inferir que apreciações cambiais não são repassadas aos preços, mas que não foram encontradas evidências quanto à apreciação da taxa de câmbio no trimestre passado com relação à inflação do trimestre corrente.

Por fim, quando se utilizou a volatilidade como limiar, os resultados indicaram um repasse de 60% quando o regime foi de baixa volatilidade (inferior a 0,07%), embora não significativo, e de 4% no regime caracterizado pela situação diametralmente oposta.

Já Ferreira e Jayme Jr (2005), apesar de não tratarem exclusivamente do repasse cambial, identificam por meio de um modelo VAR que a taxa de câmbio responde por 18,92% da variância do IPCA no quinto período, entre agosto de 1994 e dezembro de 2003. Além disso, as funções impulso-resposta indicam que choques na taxa de câmbio têm forte impacto sobre a inflação.

Burstein *et al* (2004) analisam o comportamento da taxa de câmbio real após uma grande depreciação nominal e o impacto deste processo sobre a taxa de inflação. As evidências encontradas indicam que as elevadas depreciações da taxa de câmbio real, tal como ocorrido no Brasil em 1999, não causaram um elevado impacto inflacionário por conta

---

obter ou manter parcela de mercado, optarão por contrabalancear a desvalorização da taxa de câmbio, reduzindo seu *mark-up*. Inversamente, se essas empresas subsidiárias tiverem restrições para o aumento da oferta de seus produtos, uma apreciação pode levar a um repasse cambial menor do que uma depreciação, pois essa restrição de aumento da produção limitará a queda dos preços cobrados no país doméstico (Minella e Correa 2005: 6).

do lento ajuste do preço dos bens não-transacionáveis e não por conta dos preços dos bens importados e exportados.

É importante destacar, ainda, a interessante crítica à classificação usual dos bens como itens comercializáveis e dos serviços como itens não-comercializáveis. Segundo os autores, os primeiros contêm importantes componentes *non-tradables*, como custos de distribuição (gastos com propaganda, transporte local, etc) e alguns bens, considerados como *tradables* são locais, produzidos somente para o mercado doméstico. Neste sentido, a classificação convencional trabalha com algo em torno de 50% da participação dos bens não comercializáveis no total de preços ao consumidor. Todavia, levando-se em conta os custos com serviços e transporte, implícitos nos preços dos bens comercializáveis, e a classificação inadequada de alguns bens como *tradables*, essa participação se eleva para 86% (Burstein *et al* 2004: 9)<sup>30</sup>.

Edwards (2006), por sua vez, discute as duas noções de *pass-through*, quais sejam, o impacto de variações da taxa de câmbio nos preços dos bens não-transacionáveis e os preços dos bens transacionáveis sem considerar os possíveis problemas metodológicos apontados por Burstein *et al* (2004). O trabalho empírico desenvolvido avalia se houve alguma mudança no repasse cambial para os preços dos bens *tradables* ( $P_T$ ) e para os bens *nontradables* ( $P_N$ ) após a adoção do regime de metas de inflação. Para tanto, o autor utilizou o CPI (índice de preços ao consumidor, na sigla em inglês) como *proxy* dos preços domésticos de *nontradables* e o PPI (índice de preços ao produtor, também na sigla em inglês) como *proxy* para o preços dos *tradables*.

Com isso, a taxa de câmbio real foi dada por:

$$\rho = \frac{P_T}{P_N} = \frac{CPI}{PPI} \quad (43)$$

A equação utilizada para se estimar o repasse cambial para os preços importados, *tradables* e *nontradables* – foi:

$$\Delta \log P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \log E_t + \sum \beta_{2i} x_{it} + \beta_3 \Delta \log P_t^* + \beta_4 \Delta \log P_{t-1} + \omega_t \quad (44)$$

Onde  $P_t$  é um índice de preços;  $E$  é a taxa de câmbio nominal,  $P^*$  é o índice de preços no exterior,  $x_j$  contém todas as variáveis que capturam variações no *mark-up* e  $\omega$  é o erro.

O repasse de curto prazo é dado pelo coeficiente estimado  $\beta_1$  e o repasse de longo prazo é dado por  $\frac{\beta_1}{(1 - \beta_4)}$ .

<sup>30</sup> À semelhança do trabalho de Carvalho e Pereira (2000), Burstein *et al* (2005) calcularam a participação de componentes importados sobre a demanda final para o Brasil por meio da matriz de insumo-produto. O valor encontrado foi de 8,9%.

Como o objetivo do autor é avaliar se houve alguma mudança no repasse em decorrência do novo arranjo de política monetária, isto é, se houve alguma mudança estrutural nos coeficientes  $\beta_1$  e  $\beta_4$ , foram adicionadas duas variáveis *dummy* na equação acima, que assume o valor de um no período (aproximado) de adoção do regime de metas de inflação e zero nos demais períodos (expressas por *DIT*)<sup>31</sup>:

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & \beta_0 + \beta_1 \Delta \log E_t + \sum \beta_{2i} x_{it} + \beta_3 \Delta \log P_t^* + \beta_4 \Delta \log P_{t-1} + \beta_5 \Delta \log E_t \times DIT \\ & + \beta_6 \Delta \log P_{t-1} \times DIT + \omega_t \end{aligned} \quad (45)$$

É interessante notar que os preços defasados podem ter um peso diferente antes e após a adoção do RMI. Isso, segundo Edwards (2006: 9) é importante por duas razões: permite investigar se políticas voltadas sobremaneira à inflação reduzem a inércia da inflação – tal como argumentado por Taylor (2000) – e demonstra um canal alternativo pelo qual o repasse de longo prazo – agora definido por  $\frac{\beta_1 + \beta_5}{1 - (\beta_4 + \beta_6)}$  – pode ser declinante (desde que  $\beta_5$  e  $\beta_6$  sejam significantes e negativos).

A estimação realizada foi feita pelo método dos mínimos quadrados e não foi utilizada a variável  $x_j$  por problemas relativos à fonte de dados. A amostra compreende o período 1985-2005 e foram estimadas regressões para o CPI/*nontradables* e para o PPI/*tradables*. Todos os dados estão em percentuais trimestrais, a taxa de câmbio é a taxa efetiva de câmbio multilateral (na qual um aumento em E representa uma desvalorização multilateral do câmbio) e os preços internacionais são dados pelo índice de preços ao produtor dos EUA.

Como é razoável supor que haja uma defasagem entre adoção de uma determinada política e seu conhecimento pelo público, o que indica que a mudança estrutural demora um certo tempo para ocorrer, as variáveis *dummy* foi calculadas com defasagem de 4 períodos.

Por fim, já que os erros das equações para CPI e PPI parecem ser correlacionados, estas equações foram estimadas simultaneamente pelo método de Zellner chamado de *Seemingly Unrelated Regression* (SUR)<sup>32</sup> e foram estimadas as regressões para o período antes e depois da adoção do RMI.

Os coeficientes de repasse de curto prazo antes da adoção do RMI encontrados para o Brasil foram os mais elevados dentre os países da amostra, tanto quando a variável

<sup>31</sup> O parâmetro  $\beta_4$  analisa a validade da suposição de Taylor (2000) apresentada anteriormente.

<sup>32</sup> Para todos os países foi inserida uma variável de tendência; para o Brasil foram inseridas mais duas variáveis *dummy* para as crises de 1989 e 1999.

dependente foi o CPI (0,719) quanto para o PPI (0,759). Isso indica que o *short-run pass-through* é maior nos *tradables* do que nos *nontradables*.

As variáveis *dummy* relativas à adoção do RMI foram negativas e significativas, o que indica que o repasse diminuiu após a adoção do RMI; os efeitos foram mais elevados para o CPI do que para o PPI (-0,663 e -0,524, respectivamente).

Por problemas de significância na equação do CPI, somente o coeficiente de longo prazo antes do RMI pôde ser calculado e resultou no elevado valor de 1,027. No caso do PPI tanto antes quanto após a adoção do referido regime de política monetária foram obtidos elevados valores de repasse de cambial de longo prazo (1,060 e 0,697, respectivamente). Isso significa que antes da adoção do RMI o impacto do câmbio sobre os *tradables* e sobre os *nontradables* foi superior à unidade, isto é, a variação da inflação foi maior do que a variação do câmbio. Por fim, vale dizer que o Brasil novamente apresentou os maiores parâmetros dentre os países estudados.

Em Tombini e Alves (2006) é analisada a questão do processo de desinflação observado na economia brasileira após o tumultuado período compreendido entre o final de 2002 e o início de 2003. Os autores estimam uma curva de Phillips para o IPCA dos preços livres com coeficientes variantes no tempo (*time-varying coefficients*), por meio da aplicação do filtro de Kalman para dados mensais entre janeiro de 1996 a janeiro de 2006. O papel da taxa de câmbio sobre os preços foi apurado por meio da variável *foreign inflation pass-through* que foi obtida por meio do índice de preços das exportações dos EUA adicionada à depreciação cambial. Este parâmetro caiu sensivelmente com o abandono do câmbio semi-fixo em 1999, notadamente entre 2000 e 2002, apresentando uma trajetória levemente ascendente a partir deste último ano.

Nogueira Jr (2006) estimou o repasse cambial para Brasil e para outros sete países por meio de um modelo VAR visando aferir o impacto da taxa de câmbio sobre a inflação, reservas internacionais e taxa de juros antes e após do regime de meta de inflação por cada desses países. O período de análise foi de janeiro de 1985 a dezembro de 2004 para as economias desenvolvidas e janeiro de 1995 a dezembro de 2004 para as demais nações. Os resultados mostraram a existência de repasse completo para o período anterior à adoção do RMI – variação de 1% na taxa de câmbio resultou numa variação acumulada da inflação após doze meses de 1,31%; todavia, em consonância com os demais trabalhos que comparam o *exchange rate pass-through* antes e após a mudança no regime de política monetária, com a adoção do RMI o repasse cai para 0,11%.

Ainda com relação ao debate em torno da eficácia da política monetária em controlar a inflação, o autor mostra, pela decomposição da variância da taxa de juros, que a taxa de câmbio responde por aproximadamente 14% do instrumento de política monetária antes e após a adoção das metas de inflação no País.

Já em Schwartzman (2006) são estimados diversos coeficientes de repasse cambial para o IPCA desagregado – comercializáveis, não comercializáveis e monitorados – por meio de seis diferentes curvas de Phillips. Os resultados encontrados são confrontados com estimativas de outros autores de modo a se identificar os procedimentos mais adequados para se estimar a curva de Phillips para o Brasil.

Neste sentido, o autor afirma, entre outros, que (i) o uso da utilização da capacidade industrial apurada pela FGV, como *proxy* do hiato do produto, apresenta bons resultados, melhores inclusive do que aqueles obtidos por meio das estimativas de produto potencial; (ii) não foi possível identificar um impacto direto de depreciações cambiais sobre os preços de bens não comercializáveis; (iii) com relação ao repasse cambial não linear, a utilização de uma variável obtida por meio da interação entre a depreciação cambial e a utilização da capacidade industrial não apresentou resultados satisfatórios; (iv) a inserção de uma *dummy* para a mudança no regime cambial em janeiro de 1999, quando associada à inércia e ao repasse cambial, foram significativos e positivos na equação relativa aos preços de bens não comercializáveis – para os bens comercializáveis o coeficiente relacionado ao regime cambial com a depreciação cambial não foi significativo<sup>33</sup>; (v) os efeitos da incerteza de meados de 2002 relacionada às eleições presidenciais ocorreu, notadamente, por meio do coeficiente de repasse cambial para os preços dos bens comercializáveis; por fim, (vi) não foi possível rejeitar a hipótese de verticalidade da curva de Phillips brasileira, assim como a validade da hipótese da paridade de poder de compra.

Deste modo, Schwartzman (2006) não analisou o impacto do câmbio sobre o IPCA cheio. Os coeficientes de repasse cambial encontrados pelo autor foram em média de 0,13 nas estimativas que se iniciam em 1999 e de 0,14 quando as amostras começam em 1998 e 1997 para os preços dos bens comercializáveis. Já para os monitorados os coeficientes foram em média bem superiores, em torno de 0,32 nas três amostras.

Em outro trabalho, Nogueira Jr (2007) estima o repasse cambial por meio do processo ARDL (*autoregressive distributed-lag*) para a economia brasileira e para mais sete países. O

---

<sup>33</sup> Como ressalta o próprio autor, este é um resultado contra-intuitivo, mas que pode ser explicado por conta dos baixos desvios padrões da taxa de câmbio durante o período de câmbio administrado, o que reduz o poder do teste de significância dos parâmetros (Schwartzman 2006; 149).

período analisado para o Brasil – julho de 1995 a dezembro de 2005 – foi novamente dividido em dois sub-períodos tendo como corte temporal a adoção do RMI. Inicialmente o autor explora a questão da precedência temporal entre as variáveis taxa de câmbio e taxa de inflação por meio do teste de precedência temporal de Granger. Para todos os países houve evidência unidirecional de que o câmbio precede (“causa”) a inflação.

Adicionalmente, este mesmo teste permite inferir que não há evidência de endogeneidade entre a inflação e a taxa de câmbio, o que “sugere que um modelo de apenas uma equação (...) pode resultar estimativas robustas do repasse cambial para os preços” (Nogueira Jr 2007: 193). Deste modo o autor resolve o problema de maximização de lucro de uma empresa exportadora dado pela equação (46) abaixo, cuja condição de primeira é ordem é dada por (47):

$$\max \pi = e^{-1} pq - C(q) \quad (46)$$

$$p = eC_q \mu \quad (47)$$

Onde  $\pi$  é o lucro em moeda estrangeira,  $e$  é taxa de câmbio,  $p$  é o preço do bem em moeda doméstica,  $C$  é a função custo,  $q$  é a quantidade,  $C_q$  é o custo marginal e  $\mu$  é *mark-up*.

Todavia, visando isolar o efeito da taxa de câmbio sobre os preços, o autor aplica o logaritmo natural em (48) e adiciona uma medida de inércia inflacionária, o que resulta, à semelhança de grande parte dos trabalhos revisados nesta dissertação, numa curva de Phillips do tipo *backward-looking*. Para tanto, foi aplicado o método dos mínimos quadrados ordinários ao modelo ARDL abaixo:

$$\Delta p_t = \alpha + \sum_{k=1}^n \gamma_k \Delta p_{t-k} + \sum_{k=0}^n \phi_k \Delta y_{t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k \Delta e_{t-k} + \sum_{k=0}^n \beta_k \Delta p_{t-k}^* + \varepsilon_t \quad (48)$$

Onde  $\Delta p$  é variação nos índices de preços (ao consumidor e ao produtor),  $\Delta y$  é a taxa de crescimento da produção industrial<sup>34</sup>,  $\Delta e$  é variação da taxa nominal de câmbio,  $\Delta p^*$  é a variação do preço dos bens importados e  $\varepsilon$  é o erro.

Deste modo, foram estimados o repasse cambial de curto e de longo prazo tendo como variável dependente a inflação de preços ao consumidor e a inflação ao produtor, antes e após a adoção do RMI, resultando em oito estimativas de *pass-through*. Em cinco casos de um total trinta e dois coeficientes estimados o Brasil foi o país que apresentou o maior coeficiente, dos quais destacamos o coeficiente de longo prazo após a adoção do RMI para o

<sup>34</sup> Deve-se atentar que, ao contrário da maioria dos trabalhos que estimam uma curva de Phillips, Nogueira Jr (2007) optou por utilizar a taxa de crescimento da produção industrial ao invés de seu hiato. Essa escolha decorreu do fato de que o processo de apuração da tendência dessa série – ou, de modo equivalente, do produto potencial – pode eliminar informações dos dados.

índice de preços ao consumidor (0,723) e coeficiente de longo prazo antes do RMI para o índice de preços ao produtor (1,295), o que representa o repasse completo.

Apesar de em Farhi (2007) não ser realizada nenhuma estimativa econométrica, seu trabalho contribui na avaliação do repasse cambial na medida em que a autora tece alguns comentários a respeito do porquê países como o Brasil têm um *pass-through* elevado. Após fazer uma pequena revisão da literatura, a autora defende que o impacto da taxa de câmbio sobre os preços está ligado à baixa qualidade das moedas nacionais que deixam de ser consideradas como instrumentos de reserva em momentos de escassez de divisas externas.

Adicionalmente, a autora argumenta:

*“Nessas circunstâncias, mesmo preços que não compõem a pauta de comércio exterior acabam sendo reajustados seguindo a evolução da taxa de câmbio. Este caso particular decorre de diversos fatores: produtos que são similares nacionais de importações, mercadorias produzidas por setores altamente concentrados, que gozam de um levado poder de mercado e, novamente, aquelas produzidas localmente por firmas de capital estrangeiro” (Farhi 2007: 16).*

Em um recente comunicado da presidência do IPEA (IPEA 2009) foi apresentada de maneira sucinta uma estimativa de repasse cambial para a economia brasileira, notadamente face à desvalorização cambial que do real em função da crise financeira internacional, comumente chamada de crise do *sub-prime*. Foram utilizadas as seguintes séries mensais: IPCA, índice de preços ao consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC-FIPE), taxa de câmbio, índice de preços de commodities e índice de produção industrial. O modelo foi estimado por meio de vetores auto-regressivos e o único resultado reportado foi a função impulso-resposta de um choque no câmbio sobre os índices de preços, a qual demonstrou que o câmbio tem um elevado impacto sobre os índices de preços.

Já as estimativas do papel da variação da taxa de câmbio sobre o IPCA, mencionadas na introdução da presente dissertação, que serviram de base para as cartas abertas do BCB, foram apresentadas para os anos compreendidos entre 2001 a 2007 nos Relatórios Trimestrais de Inflação de Março de 2006 e de Março de 2008. A decomposição da inflação estimada para este período foi a seguinte:

**Quadro 3 – Decomposição do IPCA entre 2001 e 2007 - em p.p**

Componente	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
IPCA (variação %)	7,70	12,53	9,30	7,60	5,69	3,14	4,46
Inércia	0,70	0,93	5,92	0,28	0,77	0,47	0,01
Expectativa	-	1,71	1,71	0,37	0,27	-0,13	-0,43
Repasso cambial	2,90	5,82	-1,11	-0,34	-2,06	-0,55	-1,12
Inflação livre *	2,40	2,28	1,12	4,35	3,41	1,76	5,03
Inflação administrados **	1,70	1,85	1,66	2,93	3,31	1,60	0,96

\* Excluindo repasse cambial, inércia e expectativas.

\*\* Excluindo repasse cambial e inércia.

Fonte: Banco Central do Brasil (2006) e Banco Central do Brasil (2008)

**Quadro 4 – Decomposição do IPCA entre 2001 e 2007 - em % de participação**

Componente	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
IPCA (variação %)	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%
Inércia	9%	7%	64%	4%	14%	15%	0%
Expectativa	-	14%	18%	5%	5%	-4%	-10%
Repasso cambial	38%	46%	-12%	-4%	-36%	-18%	-25%
Inflação livre *	31%	18%	12%	57%	60%	56%	113%
Inflação administrados **	22%	15%	18%	39%	58%	51%	22%

\* Excluindo repasse cambial, inércia e expectativas.

\*\* Excluindo repasse cambial e inércia.

Fonte: Banco Central do Brasil (2006) e Banco Central do Brasil (2008)

Antes de apresentarmos a metodologia empregada, é interessante fazer uma breve análise dos Quadros 3 e 4. Na linha da argumentação desenvolvida ao longo da presente dissertação, nos anos de 2001 e 2002, em que predominou uma taxa de câmbio predominantemente ascendente, o repasse cambial foi positivo e respondeu por aproximadamente 40% do IPCA. Nos anos subsequentes, nos quais a taxa de câmbio apresentou uma tendência de valorização, a variação cambial gerou uma pressão de baixa sobre este índice de inflação, atingindo o pico em 2005, vez que o repasse respondeu por -2,06 p.p. do IPCA de 5,69%.

Chama a atenção também a elevada inércia inflacionária em 2003, notadamente por conta da desvalorização cambial e da deterioração das expectativas do ano anterior. Por fim, cumpre destacar também que em 2007 a inflação dos preços livres, exceto o repasse cambial, a inércia e as expectativas, descontados para se evitar uma dupla contagem dos efeitos, foi superior ao IPCA deste ano.

De acordo com os próprios documentos, a metodologia utilizada foi desenvolvida por em Minella *et al* (2002) em uma Nota Técnica do BCB. Neste trabalho, os autores têm como objetivo estimar o efeito da inércia inflacionária sobre os preços livres e administrados, sendo estes últimos divididos em preços de telefonia fixa, energia elétrica e demais preços administrados. Tendo em vista os propósitos da presente dissertação, apresentaremos somente as partes deste trabalho que discutem a questão da inércia e do repasse cambial.

A inércia dos preços livres e administrados (exceto telefonia fixa e energia) são apurados por meio das equações abaixo:

$$I_{j=1,y_t}^g = (\pi_{j=4,y_{t-1}} - \pi_{j=4,y_{t-1}}^*) * C_{inércia} * \omega_{grupo} \quad (49)$$

$$I_{j,y_t}^g = (IA_{j-1} + IL_{j-1,y_t}) * C_{inércia} * \omega_{grupo}, \dots, j = 2,3,4 \quad (50)$$

$$I_{y_t} = \prod_{j=1}^4 (1 + I_{j,y_t}) - 1 \quad (51)$$

Onde:

$I_{j=1,y_t}^g$  : inércia da inflação do ano anterior ( $y_{t-1}$ ) sobre a inflação do primeiro trimestre do ano corrente estimado para o grupo de preços (livres ou administrados)

$\pi_{j=4,y_{t-1}}$  : inflação do último trimestre do ano anterior

$\pi_{j=4,y_{t-1}}^*$  : meta de inflação do trimestre anterior, aproximada por ¼ da meta estabelecida para aquele ano

$C_{inércia}$  : coeficiente de repasse da inflação do trimestre anterior sobre o trimestre corrente, de acordo com as estimativas do Banco Central do Brasil

$\omega_{grupo}$  : peso do grupo (livres ou administrados) no IPCA, excetuando-se, no caso dos preços administrados, os itens energia elétrica e telefone fixo

$IA$  : inércia dos preços administrados como um todo

$IL$  : inércia dos preços livres

$\prod$  : símbolo do produtório

É importante destacar que a equação 49 mostra a inércia herdada do último trimestre de um ano para o ano seguinte, apurada somente pela inflação que excedeu a meta. Ou seja, não se considera o efeito inercial da inflação como um todo, apenas da parte da que foi maior que a meta de inflação previamente estabelecida. A equação 50 estima a inércia para o segundo, terceiro e quarto trimestres, de modo que a inércia de um determinado trimestre

afeta a inércia do trimestre seguinte. Por fim, a equação 51 mostra a inércia estimada para o ano completo.

O efeito da variação cambial sobre o IPCA é realizado somente com base no repasse para os preços administrados. Isto é, de acordo com a metodologia de Minella *et al* (2002), o impacto das valorizações e desvalorizações cambiais, apresentadas nos Quadros 3 e 4 acima, bem como nas cartas abertas do presidente do BCB, mencionadas na introdução, foram apuradas tomando-se por base apenas os preços administrados.

Segue abaixo o método de apuração do efeito cambial do reajuste de preços das concessionárias de energia elétrica e telefonia fixa:

$$CaC_t = (e_{t-1} - e_{t-13}) * \alpha_2^c * \omega^c \quad (52)$$

Onde:

$CaC_t$ : efeito da variação cambial sobre o reajuste da concessionária C no mês  $t$

$(e_{t-1} - e_{t-13})$ : variação acumulada nos doze meses encerrados no mês anterior ao reajuste

$\alpha_2^c$ : coeficiente de repasse cambial para as tarifas da concessionária C. Igual a 0,3 para as empresas de telefonia e definido individualmente para as concessionárias de energia elétrica

$\omega^c$ : peso no IPCA da concessionária que reajusta no mês  $t$

Adicionalmente, Minella *et al* (2002) estimam o efeito da taxa de câmbio para os derivados do petróleo por meio de uma equação similar à 52. Os coeficientes de repasse cambial utilizados para a gasolina, gás de cozinha e óleo diesel foram, respectivamente, 35%, 56 e 57%; obviamente, utilizam-se os pesos de cada um destes derivados no IPCA.

Os autores finalizam a nota técnica com a seguinte passagem:

*“Dessa forma, o impacto total da variação cambial sobre a inflação é a soma dos impactos ao longo do ano, calculados para as tarifas de eletricidade e de telefone fixo e para os derivados do petróleo” (Minella et al 2002: 14).*

Assim, a abordagem do BCB, por se restringir apenas ao impacto da taxa de câmbio sobre alguns preços administrados, implica em um evidente viés na estimação do repasse cambial ao IPCA. Algumas das estimativas de *pass-through* revisadas nesta seção, bem como o simples reconhecimento de que insumos importados compõem o custo de produção de diversos bens e serviços, pertencentes tanto ao rol de preços administrados quanto ao grupo dos bens livres, mostram que é importante avaliar o repasse para o IPCA para a economia

brasileira com ênfase na possibilidade de um repasse cambial “reverso”. O capítulo seguinte é dedicado a contribuir para esta temática.

À guisa de conclusão, cumpre realizarmos um breve resumo deste capítulo. Inicialmente apresentamos algumas evidências de que o comportamento da taxa de câmbio é uma variável extremamente relevante na determinação da taxa de inflação para os países em desenvolvimento, notadamente para a economia brasileira. Em seguida fizemos uma revisão da literatura sobre repasse cambial no Brasil na qual foram apresentadas diversas abordagens, teóricas e empíricas, acerca do impacto da taxa de câmbio na determinação da taxa de inflação. Como dito diversas vezes, a quase totalidade dos trabalhos versa sobre situações de desvalorizações cambiais e pressões inflacionárias. Por fim, finalizamos a seção 3.2 detalhando a metodologia de cálculo de decomposição IPCA constante nos relatórios de inflação e nas cartas abertas do presidente do BCB ao ministro da Fazenda, tal como determina o regime de metas brasileiro em caso de descumprimento da meta de inflação.

O Quadro 5 apresenta uma síntese da revisão bibliográfica feita na presente seção. Salientamos que na coluna *período* reproduzimos apenas o recorte temporal relativo ao Brasil e que a coluna *resultados*, quando não ressaltado nas notas do Quadro 5, refere-se ao IPCA.

**Quadro 5 – Síntese da bibliografia revisada sobre repasse cambial para o Brasil**

<i>Autores</i>	<i>Metodologia</i>	<i>Amostra / Período</i>	<i>Resultados</i>
Goldfajn e Werlang (2000)	Dados em painel - efeitos fixos e Mínimos Quadrados Generalizados	Brasil e mais 70 países / 1980-1998 - dados mensais	1,3% e 124% <sup>a</sup> 39,4% e 91,2% <sup>b</sup>
Carvalho e Pereira (2000)	Matriz de insumo-produto de 1995	Brasil / 1995	0,0087%, 14,2% e 47,45% <sup>c</sup>
Minella <i>et al</i> (2002)	Decomposição do IPCA (metodologia do Banco Central do Brasil)	Brasil / 2001-2007	-25,1% <sup>d</sup>
Minella <i>et al</i> (2003)	Mínimos Quadrados Ordinários e VAR	Brasil / julho de 1995 a dezembro de 2002	8% e 9% <sup>e</sup> 18% e 9% <sup>f</sup> 32,7%, 17% e 17,9% <sup>g</sup> 22%, 11% e 11,4% <sup>h</sup> 20%, 11,3% e 13,1% <sup>i</sup> 18,8%, 10,3% e 11,5% <sup>j</sup>
Belaisch (2003)	VAR	Brasil / julho de 1999 a dezembro de 2002	2% e 23% <sup>k</sup>
Choudhri e Hakura (2003)	Mínimos Quadrados Ordinários	Brasil e mais 70 países / 2º trimestre de 1980 ao 4º trimestre de 2000	8%, 17%, 39% e 44% <sup>l</sup> 75%, 33%, 63% e 63% <sup>m</sup> 64%, 76%, 89% e 92% <sup>n</sup>
Correa (2004)	Dados em painel - efeitos fixos e efeitos aleatórios	Brasil / 1996-2001 - dados mensais	8,7% e 11,2% <sup>o</sup>
Carneiro <i>et al</i> (2004)	Mínimos Quadrados Lineares e Não-Lineares	Brasil / 3º trimestre de 1994 ao 4º trimestre de 2001	6,3%, 6,3% e 6,3% <sup>p</sup> 5,6%, 6,0% e 7,7% <sup>q</sup>

Minella e Correa (2005)	<i>Self-Exciting Threshold Autoregressive Model</i> por Mínimos Quadrados em Dois Estágios	Brasil / 1º trimestre de 1995 ao 4º trimestre de 2004	-1% e 9% <sup>r</sup> 2% e 10% <sup>s</sup> 60% e 4% <sup>t</sup>
Edwards (2006)	Mínimos Quadrados Ordinários pelo Método de Zellner ( <i>Seemingly Unrelated Regression - SUR</i> )	Brasil e mais 6 países / 1º trimestre de 1985 ao 1º trimestre de 2005	71,9% e 5,6% <sup>u</sup> 102,7% <sup>v</sup>
Tombini e Alves (2006)	<i>Time-varying coefficients</i> aplicando o filtro de Kalman	Brasil / janeiro de 1996 a janeiro de 2006	4% <sup>x</sup>
Nogueira Jr (2006)	VAR estrutural	Brasil e mais 7 países / janeiro de 1995 a dezembro de 2004	130% e 11% <sup>z</sup>
Schwartzman (2006)	Mínimos Quadrados em Três Estágios	Brasil / 1º trimestre de 1997 ao 3º trimestre de 2003	14%, 14% e 13% <sup>aa</sup> 32%, 33% e 32% <sup>bb</sup>
Nogueira Jr (2007)	<i>Auto-regressive distributed-lag</i> por Mínimos Quadrados Ordinários	Brasil e mais 7 países / julho de 1995 a dezembro de 2005	10,9% e 98% / 3,9% e 72,3% <sup>cc</sup> 45,1% e 129,5% / 8,1% e 59,9% <sup>dd</sup>

<sup>a</sup> Para o continente americano. Inflação acumulada em um e dezoito meses, respectivamente.

<sup>b</sup> Para o grupo dos países emergentes. Inflação acumulada em seis e doze meses, respectivamente.

<sup>c</sup> Percentual mínimo, médio e máximo de sensibilidade dos custos setoriais à variação cambial.

<sup>d</sup> Relativo ao ano de 2007. Para anos anteriores, consultar o Quadro 4.

<sup>e</sup> Curva de Phillips. Inflação defasada em um e dois meses, respectivamente.

<sup>f</sup> Curva de Phillips. Período completo e após adoção do regime de metas de inflação, respectivamente.

<sup>g</sup> VAR cujo choque cambial é no 1º mês. IPCA dos preços administrados, livres e cheio, respectivamente. Período completo.

<sup>h</sup> VAR cujo choque cambial é no 2º mês. IPCA dos preços administrados, livres e cheio, respectivamente. Período completo.

<sup>i</sup> VAR cujo choque cambial é no 1º mês. IPCA dos preços administrados, livres e cheio, respectivamente. Regime de metas de inflação.

<sup>j</sup> VAR cujo choque cambial é no 2º mês. IPCA dos preços administrados, livres e cheio, respectivamente. Regime de metas de inflação.

<sup>k</sup> Impacto para o horizonte de um mês e no longo prazo, respectivamente.

<sup>l</sup> Período 1994:4 a 2000:4.

<sup>m</sup> Período 1981:1 a 1994:3.

<sup>n</sup> Período 1980:2 a 1989:2.

<sup>o</sup> Efeitos fixos e efeitos aleatórios, respectivamente.

<sup>p</sup> Modelo linear para os anos de 1999, 2000 e 2001, respectivamente.

<sup>q</sup> Modelo não-linear para os anos de 1999, 2000 e 2001, respectivamente.

<sup>r</sup> IPCA dos preços livres. Limiar determinado pelo hiato do produto.

<sup>s</sup> IPCA dos preços livres. Limiar determinado pela variação do câmbio nominal.

<sup>t</sup> IPCA dos preços livres. Limiar determinado pela volatilidade cambial.

<sup>u</sup> Coeficiente de curto prazo para o período anterior e posterior à adoção do regime de metas de inflação, respectivamente.

<sup>v</sup> Coeficiente de longo prazo para o período anterior à adoção do regime de metas de inflação.

<sup>x</sup> Coeficiente aproximado.

<sup>z</sup> Antes e após a adoção do regime de metas de inflação, respectivamente.

<sup>aa</sup> IPCA dos comercializáveis para as amostras que se iniciam em 1997, 1998 e 1999, respectivamente.

<sup>bb</sup> IPCA dos monitorados para as amostras que se iniciam em 1997, 1998 e 1999, respectivamente.

<sup>cc</sup> Preços ao consumidor (FMI). Antes da adoção do regime de metas de inflação, coeficientes de curto e longo prazo, respectivamente / Após da adoção do regime de metas de inflação, coeficientes de curto e longo prazo, respectivamente.

<sup>dd</sup> Preços ao produtor (FMI). Antes da adoção do regime de metas de inflação, coeficientes de curto e longo prazo, respectivamente / Após da adoção do regime de metas de inflação, coeficientes de curto e longo prazo, respectivamente.

#### 4 – ESTIMATIVA DE REPASSE CAMBIAL PARA A ECONOMIA BRASILEIRA NO PERÍODO 1999-2007

Como mostramos no capítulo anterior, a quase totalidade dos trabalhos sobre repasse cambial no Brasil versa exclusivamente a respeito de desvalorizações cambiais e aumentos nos índices de preços. Adicionalmente, diversos estudos comparam o repasse cambial antes e após a adoção do regime de metas de inflação, cujos resultados apontam para fortes evidências de que o *pass-through* diminuiu sensivelmente com a adoção deste arranjo de política monetária.

Entretanto, é possível observar que existe uma lacuna na literatura a respeito do impacto da variação da taxa de câmbio sobre os índices de preços após a adoção do RMI, notadamente quando o câmbio apresenta uma tendência clara de valorização. Ademais, é importante avaliar a questão do repasse cambial após a adoção do RMI, por meio de diferentes amostras posteriores à implantação deste regime de política monetária no Brasil.

Neste sentido, se forem encontradas evidências de que o câmbio valorizado funciona como um forte vetor de contenção de aumento de preços, poderemos constatar que a variação cambial foi (e tem sido) extremamente relevante para explicar a trajetória do IPCA, independentemente da tendência da taxa de câmbio. Evidentemente, não se pode concluir a partir daí que a política monetária foi inócua, uma vez que a manipulação da taxa de juros básica pelo BCB pode ter sido essencial para estabelecer um diferencial positivo de taxas de juros interna e externa, resultando em uma tendência a apreciação da taxa de câmbio. Ressalva-se, contudo, que o objetivo deste trabalho não é avaliar os determinantes do comportamento da taxa de câmbio no Brasil, e sim a relação deste com a inflação.

Deste modo, visando contribuir de maneira mais contundente a este debate, avaliaremos econometricamente neste capítulo se o impacto do câmbio sobre a inflação ocorre nos “dois sentidos”. Isto é, discutiremos empiricamente se, de forma análoga ao processo desvalorização cambial que culminou em aumentos nos índices de preços, notadamente nos anos 2001, 2002 e 2003, a valorização do Real frente ao dólar funcionou como uma “âncora” da taxa de inflação nos anos subseqüentes.

Para tanto, valendo-se das metodologias propostas em Minella *et al* (2003), Belaisch (2003), Nogueira Jr (2006) e Ca’Zorzi *et al* (2007) estimaremos o repasse cambial para a economia brasileira no período recente por meio de um modelo de vetores autoregressivos (VAR), de acordo com a decomposição de Cholesky na função impulso-resposta. Essa

abordagem resgata a relação contemporânea entre as variáveis na estimativa do coeficiente de repasse.

Tendo em vista o objeto de análise da presente dissertação foram rodadas três regressões, de acordo com o período de análise do repasse: entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007 (período completo); entre janeiro de 1999 e junho de 2003 (amostra 1); e entre julho de 2003 e dezembro de 2007 (amostra 2). Optamos por dividir o período completo em duas partes iguais, ao invés dos anos “cheios” utilizados na seção 2.3, devido ao reduzido tamanho da amostra verificado para aquele recorte temporal<sup>35</sup>.

Não obstante, apresentamos no Quadro 6 os episódios da variação cambial (valorização e desvalorização) nos períodos analisados nesta dissertação. Os resultados reiteram os cortes temporais propostos neste trabalho.

**Quadro 6 - Episódios de variação cambial**

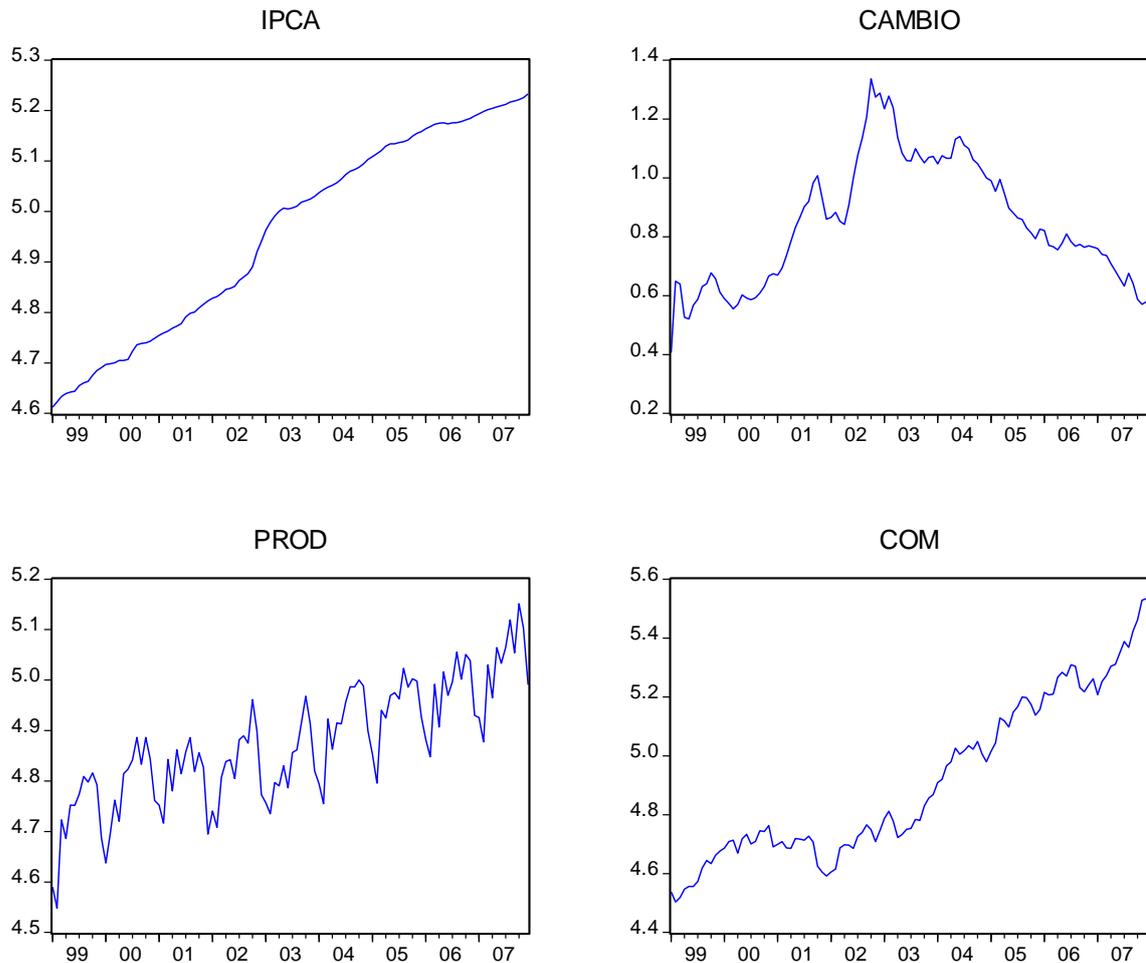
<i>Variação cambial</i>	<i>Período completo jan/1999-dez/2007</i>		<i>Amostra 1 jan/1999-jun/2003</i>		<i>Amostra 2 jul/2003-dez/2007</i>	
	<i>Qtde</i>	<i>%</i>	<i>Qtde</i>	<i>%</i>	<i>Qtde</i>	<i>%</i>
Valorização	60	56%	21	39%	39	72%
Desvalorização	48	44%	33	61%	15	28%
Total de episódios	108		54		54	

Como podemos ver, no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007 das 108 observações de variação mensal da taxa de câmbio, obtivemos uma quantidade de episódios de valorização e desvalorização cambial muito parecida. Entretanto, na amostra 1 houve o predomínio de episódios de desvalorização cambial, enquanto que nas 60 observações da amostra 2 houve uma quantidade ainda maior de valorizações cambiais. É importante considerar esse comportamento do câmbio quando se analisa o repasse cambial no período recente.

As variáveis utilizadas em nosso modelo foram IPCA, taxa de câmbio nominal (CAMBIO), índice de produção industrial (PROD), calculada pelo IBGE, e índice de commodities (COM), apurado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

<sup>35</sup> Naquela seção utilizamos os seguintes recortes temporais: janeiro de 1999 a dezembro de 2002 (48 observações) e janeiro de 2003 a dezembro de 2007 (60 observações). A adoção do recorte temporal proposto no presente capítulo não alterou sobremaneira o resultado e permitiu a avaliação do repasse em amostras de tamanho idêntico (54 observações).

Gráfico 6 – Séries utilizadas no modelo



Fonte: Dados da pesquisa.

Alternativamente às séries PROD e COM testamos as variáveis índice de utilização da capacidade instalada na indústria, apurada pela Confederação Nacional da Indústria, índice de preço das importações, calculados pela FUNCEX, índice de preços ao consumidor nos EUA, calculado pelo *Bureau of Labour Statistics* deste país. Entretanto, os modelos apresentaram problemas relativos à identificação do choque de câmbio, o que inviabilizou a adoção dessas variáveis alternativas.

Devemos mencionar também, no que concerne à seleção das variáveis, que incluímos a série taxa de juros (Selic) tanto em nosso modelo quanto nas especificações alternativas mencionadas acima. Todavia, a inserção desta variável não alterou substancialmente os resultados, de modo que, tendo em vista o tamanho da amostra, a perda de graus de liberdade

à medida em que se aumenta o número de regressores e objetivarmos um modelo parcimonioso, optamos por utilizar apenas as quatro variáveis inicialmente apresentadas<sup>36</sup>.

Por fim, vale dizer que as séries são de periodicidade mensal<sup>37</sup> e em todas as variáveis aplicamos o logaritmo natural. Ademais, todos os resultados econométricos foram obtidos por meio do software EViews versão 5.0.

Este capítulo está se estruturado da seguinte forma: na seção 4.1 apresentamos a metodologia empregada e na seção seguinte apresentamos os resultados dos modelos estimados e fazemos um breve resumo acerca das estimativas obtidas.

#### 4.1 Metodologia

O uso de modelos de vetores auto-regressivos (VAR) para análise do repasse cambial no Brasil nos parece mais apropriado por diversos motivos. Por um lado, como o próprio nome sugere, esta abordagem inclui o valor defasado da variável dependente no lado direito da equação – daí ser um modelo auto-regressivo – e considera o impacto de duas ou mais variáveis defasadas sobre a variável dependente, formando um vetor de variáveis (Gujarati 2000: 753). Ou seja, trata-se de uma metodologia adequada ao estudo dos determinantes da inflação, haja vista considerar de maneira explícita o papel desempenhado pela taxa de inflação defasada (inércia) na explicação da taxa de inflação corrente, bem como o papel desempenhado pelas variáveis selecionadas tanto contemporaneamente quanto de forma defasada<sup>38</sup>.

Adicionalmente, o BCB, em seu relatório trimestral de inflação de março de 2008, apresentou de maneira sucinta o conjunto de modelos VAR atualmente em uso para a análise da inflação e para sua previsão, o que reforça a utilização deste procedimento para os objetivos da presente dissertação.

O modelo VAR remonta às críticas feitas por Sims (1980) com relação aos modelos equações simultâneas ou estruturais, devido ao fato de que nestes modelos algumas variáveis são tratadas como endógenas e outras como exógenas. Para tanto, é necessário que algumas

---

<sup>36</sup> Além disso, testamos ainda o impacto da sazonalidade em nosso modelo, haja vista que a algumas das séries utilizadas – notadamente o índice de produção industrial – deve ter algum efeito sazonal. Os resultados, novamente, foram muito próximos aos encontrados, o que reforça a utilização de nosso modelo.

<sup>37</sup> Optamos por utilizar dados mensais ao invés de trimestrais por conta do reduzido número de anos sob análise.

<sup>38</sup> Como mostraremos a seguir, utilizaremos a decomposição de Cholesky para recuperar a contemporaneidade entre as variáveis.

equações estejam identificadas, o que requer uma elevada subjetividade em se determinar quais variáveis estão predeterminadas somente em algumas equações. Neste contexto, em um modelo VAR todas as variáveis devem ser tratadas de maneira igual, sem a obrigatoriedade de se distinguir a priori quais são as variáveis endógenas e quais são exógenas (Gujarati 2000: 752).

Conforme Johnston e Dinardo (1997: 287) um processo VAR de ordem  $p$  pode ser expresso por:

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (53)$$

Onde  $y_t$  é um vetor de  $k$  diferentes variáveis,  $y_t = [y_{1t} \ y_{2t} \ \dots \ y_{kt}]$ ,  $A_i$  é uma matriz de coeficientes  $k \times k$ ,  $m$  é um vetor de constantes  $k \times 1$  e  $\varepsilon_t$  é vetor “ruído branco”.

Como destacado no referido relatório trimestral de inflação do BCB de março de 2008, na realidade os modelos VAR são um conjunto de equações simultâneas que visam captar relações de interdependência entre as variáveis e que permitem avaliar o impacto de choques aleatórios sobre uma dessas variáveis. Neste sentido, como são diversos coeficientes a serem estimados, o que dificulta sua interpretação, costuma-se reportar os resultados destes modelos por meio da função impulso resposta e por meio da decomposição da variância.

Para se compreender no que consiste a análise da função impulso resposta, suponha um VAR de ordem 1 de duas variáveis tal como segue:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ y_{2t} &= a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (54)$$

Um choque em  $\varepsilon_{1t}$  tem um efeito imediato e diretamente proporcional em  $y_{1t}$ , mas não sobre  $y_{2t}$ . No período seguinte, todavia, a perturbação em  $y_{1t}$  afeta  $y_{1,t+1}$  pela primeira equação e também afeta  $y_{2,t+1}$  pela segunda equação. O efeito deste choque se propaga para o período  $t+2$  e assim sucessivamente. Assim, um choque (inovação) no modelo VAR promove uma reação em cadeia no tempo e sobre todas as variáveis do sistema. A função impulso resposta calcula essa reação em cadeia (Johnston e Dinardo 1997: 298).

Uma objeção ao procedimento acima reside no fato de que as inovações comumente são contemporaneamente correlacionadas. Este problema pode ser contornado transformando as inovações  $\varepsilon_t$  em um novo conjunto inovações ortogonais, isto é, as inovações em cada  $\varepsilon_{i,t}$  são não correlacionadas.

No modelo VAR estimado neste capítulo as inovações são ortogonalizadas por meio da fatorização de Cholesky da matriz de covariância do resíduo. Com isso, levamos em consideração não apenas as variáveis defasadas, mas também as variáveis correntes, captando

assim a relação contemporânea entre as séries. O problema com o procedimento de Cholesky reside no fato de que existe uma fatorização diferente para cada ordenamento das variáveis sob análise, de modo que os resultados podem mudar sensivelmente com a alteração da ordem das variáveis no sistema.

A utilização de um esquema de identificação recursiva implica que os choques identificados afetam contemporaneamente as variáveis correspondentes e aquelas variáveis que estão ordenadas por último, mas não têm impacto nas variáveis ordenadas anteriormente. A primeira variável no sistema é COM e que, portanto, não depende de nenhuma variável contemporaneamente; trata-se da variável mais exógena. A segunda variável é IPCA, de modo que com esta ordenação assumimos implicitamente um impacto contemporâneo dos choques em COM sobre este índice de preços e admitimos uma certa defasagem no impacto dos choques no IPCA sobre o índice de commodities. A variável PROD é ordenada a seguir e, assim, é contemporaneamente afetada pelos choques em todas as variáveis acima. E, por fim, a série CAMBIO deve vir por último, pois é sobre ele que daremos os choques. A utilização de ordenamentos alternativos não resultou em grandes diferenças.

O coeficiente de repasse cambial (*RC*) em cada um dos modelos será estimado de acordo com a equação 55, conforme sugerido por Belaisch (2003), Nogueira Jr (2006) e Ca' Zorzi *et al* (2007). O *pass-through* será obtido pelo quociente da variação cumulativa do IPCA, obtida pela função impulso-resposta acumulada *j* meses após o choque da taxa de câmbio, sobre a variação acumulada da taxa de câmbio durante este mesmo período.

Assim, é possível avaliar *RC* para diversos períodos, de tal sorte que apresentaremos o coeficiente estimado de um a vinte e quatro períodos.

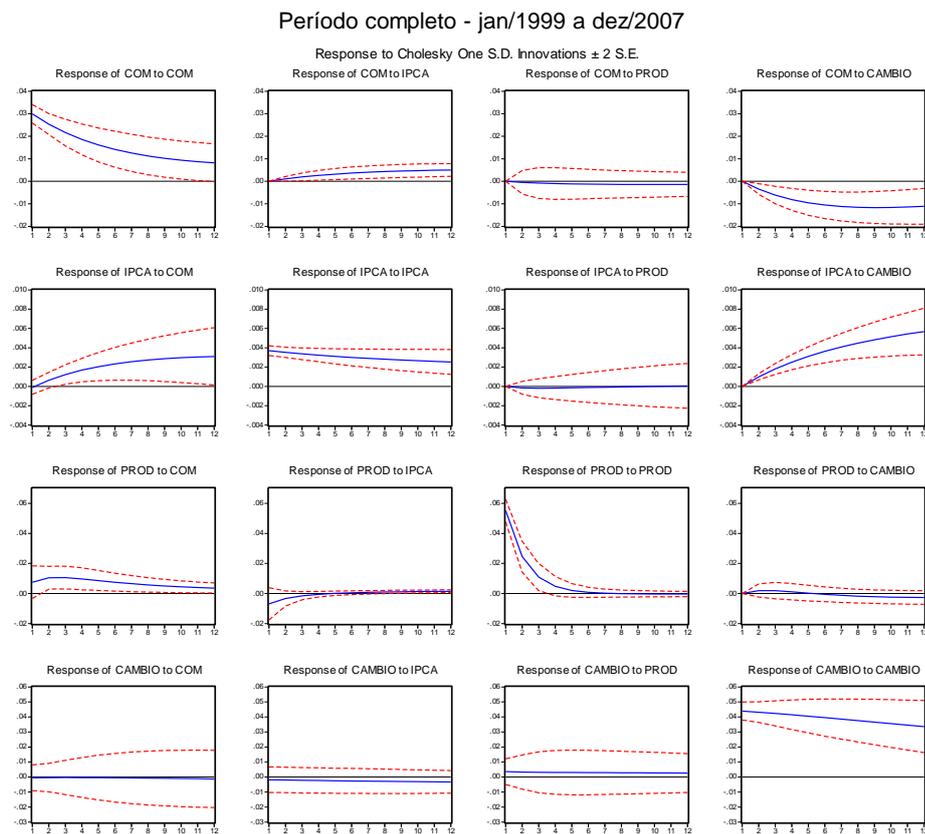
$$RC_{t,t+j} = \frac{DIPCA_{t,t+j}}{DCAMBIO_{t,t+j}} \times 100 \quad (55)$$

Vale dizer, por fim, que estimamos o modelo em nível, a despeito das variáveis serem estacionárias somente em primeira diferença. Conforme destacam Sims, Stock e Watson (1990) neste procedimento a estimação é consistente e captura possíveis relações de co-integração entre as variáveis.

## 4.2 Resultados

Como já mencionado, foi estimada uma regressão para cada recorte temporal, perfazendo três estimativas distintas. Para cada uma destas estimativas foram estimados os coeficientes de repasse cambial de um a vinte e quatro períodos. O critério de Schwarz foi utilizado para determinar qual a defasagem mais indicada para o VAR<sup>39</sup>.

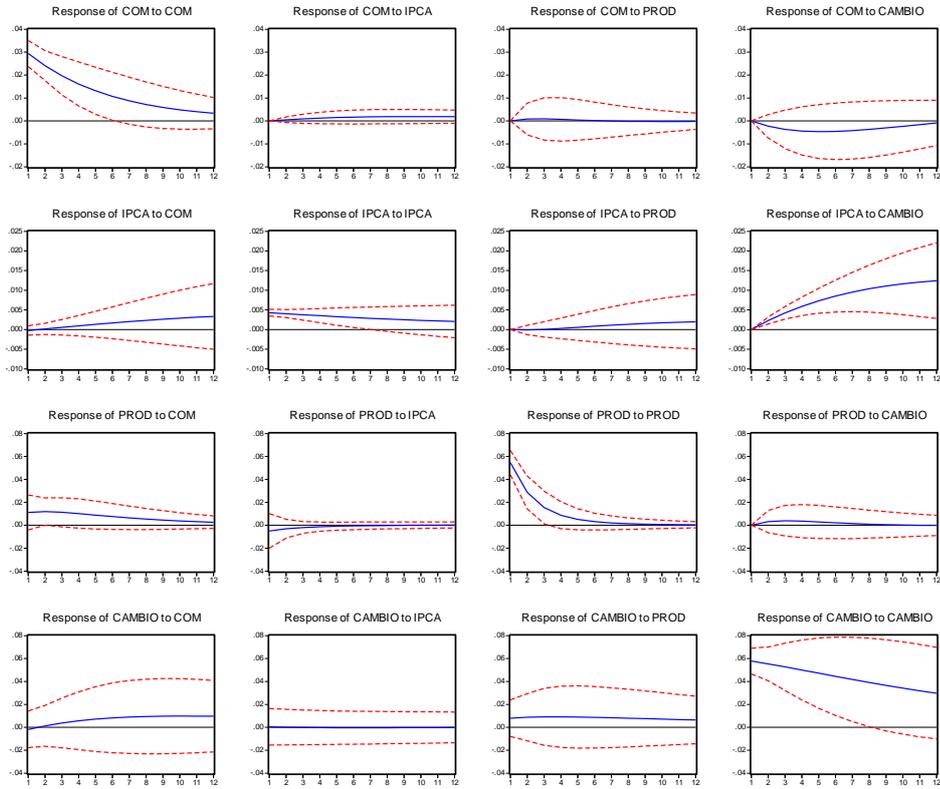
Já a análise das funções impulso-resposta mostra que não existe problema de identificação, na medida em que o choque na variável câmbio afeta as demais variáveis de nosso modelo conforme determina a teoria econômica. Além disso, especificamente no que concerne ao impacto de um choque no câmbio sobre o IPCA, verificamos a presença de repasse cambial em todos os recortes temporais propostos, tal como segue:



<sup>39</sup> Os testes *VAR Lag Order Selection Criteria* para as três regressões estão reportados no Apêndice.

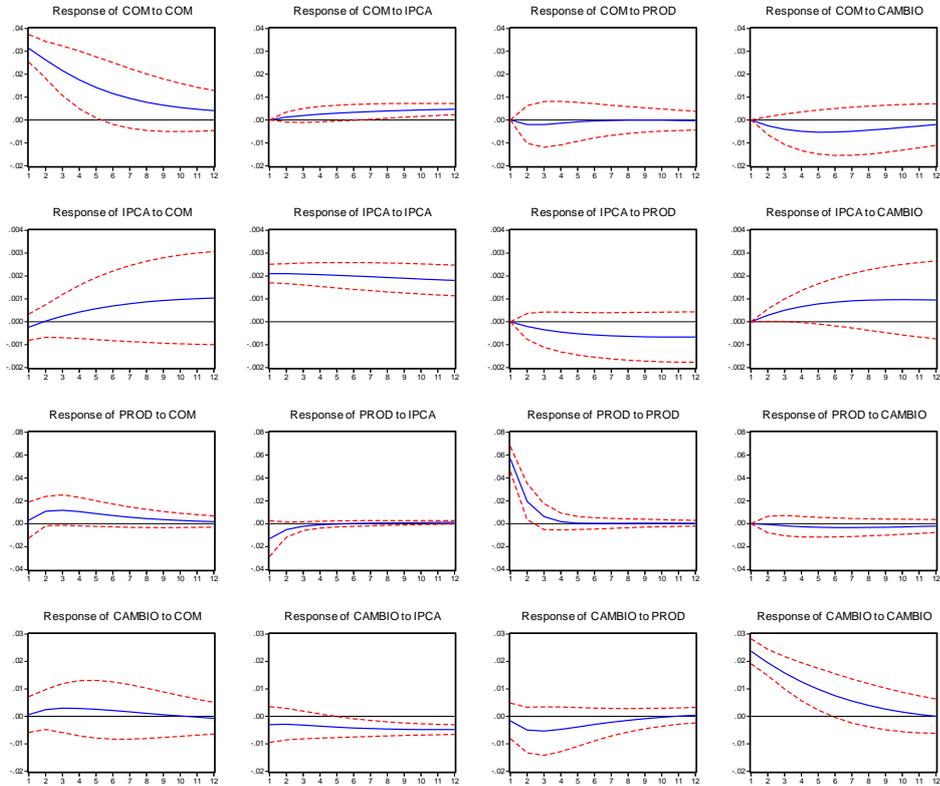
Amostra 1 - jan/1999 a jun/2003

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



Amostra 2 - jul/2003 a dez/2007

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



As estimativas de repasse cambial estão apresentadas no Quadro 7. Como podemos ver, independentemente do recorte temporal, o *pass-through* aumenta à medida que cresce o número de meses sob análise, de tal forma que para 24 meses as estimativas para as amostras são superiores àquela encontrada para período completo. Isso ocorre porque entre os anos de 1999 e 2007 verificamos tendências distintas da taxa de câmbio e do IPCA, de modo que as estimativas de repasse cambial que consideram este período como um todo acabam por não incorporar as especificidades de cada um dos recortes temporais aqui propostos. Assim, os coeficientes estimados para o período completo são inferiores àqueles encontrados quando levamos em conta as peculiaridades do comportamento da taxa de câmbio e da inflação da amostra 1 e da amostra 2.

Ademais, independentemente das evidências que mostram que o repasse cambial cai sensivelmente após a adoção do RMI, o impacto da variação da taxa de câmbio sobre os preços permanece relevante. Assim, a simples análise do *pass-through* antes e após a adoção do RMI pode minimizar os efeitos do câmbio sobre o IPCA se o recorte temporal contiver tendências heterogêneas no que concerne à taxa de câmbio, como foi o caso entre 1999 e 2007.

Além disso, o Quadro 7 permite inferir em que medida convém analisar o repasse cambial após a adoção do regime de metas de inflação, complementarmente aos trabalhos que comparam exclusivamente o *pass-through* antes e após o RMI, e até que ponto a valorização cambial e a desvalorização cambial afetaram o IPCA no período analisado.

Neste sentido, observamos que apesar do repasse cambial na amostra 1 ter sido maior do que aquele verificado na amostra 2, o *pass-through* neste último recorte temporal ainda é bastante elevado (da ordem de 22% após 24 meses). Essa evidência reforça a argumentação empreendida ao longo desta dissertação e está em linha com os exercícios de estatística descritiva apresentados na seção 2.3, demonstrando que a valorização cambial exerceu um papel importante na contenção do IPCA ao longo dos anos compreendidos na amostra 2, auxiliando, assim, o cumprimento das metas de inflação em 2004, 2005, 2006 e 2007.

**Quadro 7 – Repasse cambial para o IPCA**

Mês	Período completo (jan/1999 a dez/2007)	Amostra 1 (jan/1999 a jun/2003)	Amostra 2 (jul/2003 a dez/2007)
1	0,0%	0,0%	0,0%
2	1,5%	2,0%	0,7%
3	2,9%	3,9%	1,3%
4	4,2%	5,7%	2,0%
5	5,4%	7,5%	2,7%
6	6,6%	9,2%	3,5%
7	7,6%	10,8%	4,2%
8	8,6%	12,4%	5,0%
9	9,4%	13,9%	5,8%
10	10,2%	15,4%	6,7%
11	11,0%	16,9%	7,6%
12	11,6%	18,3%	8,5%
13	12,3%	19,7%	9,4%
14	12,8%	21,0%	10,4%
15	13,4%	22,3%	11,5%
16	13,9%	23,6%	12,5%
17	14,4%	24,8%	13,6%
18	14,8%	26,0%	14,8%
19	15,3%	27,2%	16,0%
20	15,7%	28,3%	17,2%
21	16,1%	29,4%	18,5%
22	16,5%	30,4%	19,8%
23	16,9%	31,5%	21,1%
24	17,3%	32,4%	22,5%

Fonte: Dados da pesquisa.

É necessário ainda avaliarmos os resultados obtidos em nosso modelo vis-à-vis os coeficientes obtidos por outros autores, notadamente aqueles que utilizaram vetores auto-regressivos em suas estimativas. Os valores encontrados na presente dissertação foram ligeiramente inferiores àqueles encontrados por Minella *et al* (2003), Belaisch (2003) e Nogueira Jr (2006). Atribuímos esta diferença à escolha das séries temporais destas abordagens e ao período sob análise. Com relação a este primeiro ponto, destacam-se a utilização das variáveis índice de preços do petróleo e EMBI+ (Emerging Markets Bond Index Plus) – *spread* sobre os títulos do tesouro dos EUA -, taxa de juros e reservas internacionais. Já com relação ao último ponto destacamos que em todos estes trabalhos os

dados terminam em dezembro de 2002 (Belaisch e Minella *et al*) e em dezembro de 2004 (Nogueira Jr).

Como ressaltado ao longo desta seção, o objetivo primordial deste trabalho foi comparar o repasse cambial entre os períodos denominados de amostra 1 (jan/99 a jun/03) e de amostra 2 (jul/03 a jan/07), relegando a um plano secundário a análise da magnitude dos coeficientes estimados propriamente ditos. Neste sentido, objetivamos estimar o repasse por meio de uma abordagem mais parcimoniosa, na qual supusemos que a inflação era determinada apenas por seus valores defasados (inércia), pela taxa de câmbio e por apenas outras duas variáveis. Adicionalmente, é importante ressaltar que nossa amostra se estende até o final de 2007, isto é, engloba os anos em que houve uma evidente tendência de apreciação da taxa de câmbio e de redução nas taxas anuais do IPCA, o que implica que o coeficiente estimado para o período posterior à adoção do RMI possa acarretar num viés baixista do repasse vis-à-vis os estudos que não contemplaram este período de valorização cambial.

## CONCLUSÃO

Esta dissertação abordou a questão do repasse cambial para o IPCA no Brasil no período compreendido entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007. Ao contrário do que se verifica na literatura – análise do impacto de desvalorizações cambiais sobre os preços antes e após a adoção do regime de metas inflação – o presente trabalho discutiu essa questão dentro do contexto do RMI e levando em consideração de forma explícita a simetria do repasse, tanto no período marcado pela tendência de desvalorização cambial quanto no período marcado por um processo de valorização da taxa de câmbio (notadamente a partir de meados de 2003).

Nos dois primeiros capítulos apresentamos a teoria que suporta o referido regime de política monetária, bem como os aspectos normativos do RMI brasileiro. Mostramos que a taxa de juros Selic controla a inflação por meio de diversos canais, dentre os quais, o canal da taxa de câmbio e que existem fortes evidências de que o BCB siga o que preconiza a regra de Taylor, um dos alicerces teóricos do regime de metas de inflação.

Adicionalmente, por meio de recursos de estatística descritiva, avaliamos o comportamento e a interação entre a taxa de câmbio nominal e o IPCA ao longo dos oito primeiros anos do RMI no Brasil. Verificamos fortes indícios de uma relação causal do câmbio para os preços, notadamente no período compreendido entre janeiro de 2003 e dezembro de 2007, momento no qual a taxa de câmbio apresentou uma valorização constante e a inflação ficou dentro das metas estabelecidas pelo CMN, exceto no ano de 2003.

Já no capítulo 3 revisamos a literatura que trata do repasse cambial e verificamos que os indicativos de que o comportamento da taxa de câmbio é extremamente relevante na determinação do IPCA encontra respaldo nos trabalhos que tratam desta temática. Neste sentido, a grande maioria dos estudos comparados resenhados na seção 3.2 mostrou que o Brasil destoa dos demais países, haja vista que o impacto da variação cambial sobre os preços é relativamente maior na economia brasileira.

A despeito do termo repasse não trazer em seu bojo um sentido único de causalidade, identificamos que a questão do repasse cambial é tratada predominantemente do ponto de vista desvalorização cambial – aumento de preços. Adicionalmente, face às robustas evidências de que o *pass-through* diminui com a adoção do RMI, muito esforço foi dedicado à mensuração da queda do coeficiente.

Todavia, conforme demonstrado no capítulo 4, a questão do repasse cambial no Brasil ainda é relevante, mesmo após a adoção do regime de metas de inflação, e deve ser avaliada

com um elevado grau de pormenor por parte do governo. Ao estimarmos o repasse cambial para os períodos compreendidos entre janeiro de 1999 e dezembro de 2007 (período completo), de janeiro de 1999 a junho de 2003 (amostra 1) e de julho de 2003 a dezembro de 2007 (amostra 2) – mostramos que, no longo prazo, o *pass-through* é maior nas amostras do que no período completo.

Já no que concerne à hipótese de um repasse cambial “reverso”, verificamos que, a despeito do repasse cambial na amostra 2 ter sido inferior àquele obtido para a amostra 1, o *pass-through* é bastante elevado no período recente. Neste sentido, a valorização cambial observada para a economia brasileira a partir de 2003 contribuiu fortemente para a redução da variação anual do IPCA nos anos subsequentes, auxiliando no cumprimento das metas de inflação em 2004, 2005, 2006 e 2007.

Estes resultados não apontam necessariamente para a ineficácia do RMI no Brasil, pois, como discutido anteriormente, a taxa de juros parece estar controlando a inflação por meio do canal cambial. O diferencial de positivo de juros interno e externo, ao estimular a entrada de capitais externos, tende a valorizar a taxa de câmbio e esta, devido ao impacto de barateamento nos custos e insumos importados ou referenciados ao dólar, funciona como um vetor de contenção de aumento dos preços.

Entretanto, caso o canal cambial seja, de fato, preponderante, o *modus operandi* da política monetária pode ser inadequado, na medida em que choques externos, associados a crises de desconfiança, como ocorrido em 2002, podem levar a uma saída brusca de capitais, ocasionando uma desvalorização cambial. O diferencial de juros requerido para reverter esta situação pode ser impraticável, de modo que a taxa de inflação aumentará independentemente de haver desequilíbrios entre a oferta e a demanda doméstica.

Dada a restrição de espaço inerente a uma dissertação de mestrado, assim como o escopo delineado para a mesma, não foi possível analisar com detalhes o impacto do câmbio valorizado sobre outras variáveis macroeconômicas. Todavia, alguns indicadores apontam que a taxa de câmbio apreciada impactou negativamente alguns setores da economia no período recente, notadamente o setor manufatureiro. Por exemplo, a indústria de alta e média tecnologia respondia por 35,6% do total exportado em 2000 – o maior valor para o período 1999 a 2007 – enquanto os produtos não-industriais representavam 16,6% deste total – o menor valor para este período. Já em 2007 verifica-se um comportamento diametralmente oposto: a participação da indústria de alta e média tecnologia cai para 29,1% – menor percentual nestes nove anos – e os produtos não-industriais responderam por 24,1% do total exportado, maior percentual neste mesmo período (FUNCEX 2008).

Não é possível atribuir esta dinâmica somente à taxa de câmbio, mas existem diversos indícios que mostram que a apreciação cambial contribuiu sobremaneira para estes resultados. Portanto, se por um lado a taxa de câmbio valorizada auxilia no controle dos preços, por outro pode comprometer a competitividade da indústria brasileira. Essa dualidade permite a discussão em torno da viabilidade e sustentabilidade do atual arcabouço de política monetária, mas, como dito anteriormente, este tema não pôde ser avaliado no presente trabalho.

Outra limitação desta pesquisa refere-se ao procedimento econométrico utilizado, bem como com relação à seleção das variáveis. Como observamos, não há consenso quanto à utilização das variáveis, mas como objetivamos comparar o repasse cambial entre períodos, quaisquer sub-estimações ou super-estimações estarão presentes em qualquer dos recortes temporais, de modo que as variáveis utilizadas e a magnitude do repasse estimado não comprometem o argumento do repasse cambial reverso.

Entendemos existir duas linhas de pesquisa a serem exploradas com mais detalhe. Uma é reavaliar o repasse cambial para os mesmos recortes temporais discutidos ao longo da presente dissertação com base nos modelos ARDL (*auto-regressive distributed lags*). Além de alguns resultados interessantes já obtidos com este procedimento, os alicerces desta modelagem vão ao encontro do estudo da dinâmica inflacionária, na qual a variável dependente depende sobremaneira de seus valores defasados e de outras variáveis correntes e defasadas. Por fim, merece ser estudada com maior profundidade a questão da não-linearidade do repasse cambial, notadamente em períodos nos quais a taxa de câmbio apresenta tendências distintas.

## REFERÊNCIAS

- ANDRADE, J.; DIVINO, J. (2001). “Optimal rules for monetary policy in Brazil”. *Textos para discussão* nº 806 – IPEA. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- ARAÚJO, F.; RODRIGUES NETO, J.; MOREIRA, M. (2000). “Optimal interest rate rules in inflation targeting frameworks”. *Working Papers Series* nº 6. Brasília: Banco Central do Brasil.
- ARESTIS, P.; PAULA, L.F.R.; FERRARI-FILHO, F. (2006). “Inflation targeting in emerging countries: the case of Brazil”. *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. (2003). “Inflation Targeting: A Critical Appraisal”. *Levy Economics Institute Working Paper* nº 388, September.
- \_\_\_\_\_. (2004). *Re-examining monetary and fiscal policy for the 21<sup>st</sup> century*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.
- \_\_\_\_\_. (2005). “Aggregate demand, conflict and capacity in the inflationary process”. *Cambridge Journal of Economics*, 29, 959-974.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2002). *Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil.
- \_\_\_\_\_. (2003). *Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil.
- \_\_\_\_\_. (2004). *Carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda*. Brasília: Banco Central do Brasil.
- \_\_\_\_\_. (2008). *Economia e Finanças: séries temporais*.
- \_\_\_\_\_ (2008). *Relatórios de Inflação, diversos números*.
- BAQUEIRO, A.; TORRES, A.; LEÓN, A. D. (2003). “Fear of floating or fear of inflation? The role of the exchange rate pass-through”. *BIS Papers* nº 19. Basel: Bank for International Settlements.
- BARBOSA; F. H.; SOARES, J. J. S. (2006). “Regra de Taylor no Brasil: 1995 – 2005”. *Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia*.
- BELAISCH, A. (2003). “Exchange rate pass-through in Brazil”. *IMF Working Papers* nº 141. Washington: International Monetary Fund.

BEVILAQUA, A.; MINELLA, A.; MESQUITA, M. (2007). “Brazil: taming inflation expectations”. *Working Papers Series* nº 129. Brasília: Banco Central do Brasil.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R. (2000). “Implementing Inflation Targeting in Brazil”. *Working Papers Series* nº 1. Brasília: Banco Central do Brasil.

BURSTEIN, A.; EICHENBAUM, M.; REBELO, S. (2004). “Large devaluations and the real exchange rate”. *NBER Working Papers series* nº 10.986. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

CA’ ZORZI, M.; HAHN, E.; SÁNCHEZ, M. (2007). “Exchange rate pass-through in emerging markets”. *European Central Bank Working Paper Series* nº 739. Frankfurt: European Central Bank.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. (2002). “Fear of floating”. *NBER Working Papers series* nº 7.993. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M. D.; WU, T. Y. H. (2004). “Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA”. *Textos para Discussão* nº 462 – Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

CARNEIRO, D. D.; WU, T. Y. H. (2001). “Contas externas e política monetária”. *Textos para Discussão* nº 442 – Departamento de Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

CARVALHO, A.; PEREIRA, T. R. (2000). “Desvalorização cambial e seu impacto sobre os custos e preços industriais no Brasil – uma análise dos efeitos de encadeamento nos setores produtivos”. *Textos para discussão* nº 711 – IPEA. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CARVALHO, F.J.C. (1992). *Mr Keynes and the Post Keynesians*. Aldershot: Edward Elgar Publishing Limited.

\_\_\_\_\_ (2005) “Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil”. *Revista de Economia Política*, vol. 25, nº 4 (100), out-dez, 323-336.

CARVALHO, F.J.C.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F.R.; PIRES, M.C.C.; MODENESI, A. (2005). Regime de câmbio e financiamento do crescimento econômico. *Relatório final*. Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

CARVALHO, F.J.C; SOUZA, F.E.P.; SICSÚ, J.; PAULA, L.F.R.; STUDART, R. (2007). *Economia Monetária e Financeira – teoria e política*. Rio de Janeiro: Editora Campus.

CHOUDHRI, E.; HAKURA, D. (2001). “Exchange rate pass-through to domestic prices: does the inflationary environment matter?”. *IMF Working Paper* nº 01/194. Washington: International Monetary Fund.

CORREA, A. L. (2004). “A internacionalização da indústria brasileira e seus impactos sobre os coeficientes de *pass-through* no Brasil no período 1996-2001”. *Anais do XXXII Encontro Nacional de Economia*.

DAVIDSON, P. (2006). “Can, or should, a central bank inflation target?”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(4), 689-703.

EDWARDS, S. (2006). “The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited”. *NBER Working Papers series* nº 12.163. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

EINCHENGREEN, B. (2002). “Can emerging markets float? Should they inflation target?”. *Working Papers Series* nº 36. Brasília: Banco Central do Brasil.

FARHI, M. (2007). “Análise comparativa do regime de metas de inflação: *pass-through*, formatos e gestão nas economias emergentes”. *Texto para Discussão – IE/Unicamp* nº 127. Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas.

FERREIRA, A. B.; JAYME JR, F. G. (2005). “Metas de inflação e vulnerabilidade externa no Brasil”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

FILARDO, A.; ZHU, F.; GALATI, G.; VON PETER, G.; AMATO, J. (2005). “Research on exchange rates and monetary policy: an overview”. *BIS Papers* n. 178. Basel: Bank for International Settlements.

FRIEDMAN, M. (1968). “The role of monetary policy”. *The American Economic Review* vol. LVIII, nº 1, mar.

FUNCEX (2008). Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior. Séries temporais.

GAGNON, J. E.; IHRIG; J. (2004). “Monetary policy and exchange rate pass-through”. *International Journal of Finance and Economics*, v. 9, 315-338.

GARCIA, M. (2007). “Brazil’s high interest rate and depreciation of BRL”. Disponível em: <http://www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Artigos/070522%20RGE%20Blog%20Marcio%20Garcia.pdf> .

GARCIA, M.; FERNANDES, A. V. (2007). “Diferencial de Juros e Carry-Trade”. *Jornal Valor Econômico* de 02 de agosto de 2007.

GIAMBIAGI, F.; MATHIAS, A.; VELHO, E.; (2006). “O aperfeiçoamento do regime de metas de inflação no Brasil”. *Texto para Discussão* nº 1183 – IPEA. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

GOLDBERG, P. K.; KNETTER, M. M.; (1996). “Goods prices and exchange rates: what have we learned?”. *NBER Working Papers series* nº 5.862. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. C. (2000). “The pass-through from depreciation to inflation: a panel study”. *Working Papers Series* nº 5. Brasília: Banco Central do Brasil.

GRENVILLE, S. (2000). “Exchange rate regime for emerging countries”. *Reserve Bank of Australia Bulletin*, November. Sidney: Reserve Bank.

HAWKINS, J. “Globalisation and monetary operations in emerging economies”. *BIS Papers* nº 23, maio/2005.

HEENAN, G.; MARCEL, P.; ROGER, S. (2006). “Implementing inflation targeting: institutional arrangements, target design, and communications”. *IMF Working Paper* 06/278. Washington: International Monetary Fund.

HO, C.; McCAULEY, R. (2003). “Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting emerging market economies”. *BIS Working Paper* n. 130. Basel: Bank for International Settlements.

HOLLAND, M. (2005). “Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

HUBBARD, R.G. (1995) “Is there a ‘credit channel’ for monetary policy?”. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, mai-jun. St Louis: Federal Reserve Bank of St Louis.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Indicadores IBGE. 2008.

IPEA (2008). Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Indicadores IPEA.

\_\_\_\_\_. (2009). “A crise internacional e possíveis repercussões: primeiras análises”. *Comunicado da Presidência*, nº 16, janeiro. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. (1997). *Econometric methods*. Singapura: McGraw-Hill, 4ª Edição.

JUDGE, G.G.; HILL, R.C.; GRIFFITHS, W.E. (2003). *Econometria*. São Paulo: Editora Saraiva, 2ª Edição.

KHAIR, A. (2007). “O que controla a inflação?”. *APARTE - Inclusão Social em Debate* do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

KUTTNER, K.N.; MOSSER, P.C. (2002) “The monetary transmission mechanism: some answers and further questions”. *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*. New York: Federal Reserve Bank of New York.

KYDLAND, F.; PRESCOTT, E. C. (1977). “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”, *Journal of Political Economy*, 85(3), 473-492.

LAMUCCI, S. (2007). “Dólar barato mantém inflação controlada”. *Jornal Valor Econômico* de 26 de setembro de 2007.

LIMA, G. T.; SETTERFIELD, M. (2007). “Inflation targeting and macroeconomic stability in a Post Keynesian economy”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

LIN, J. (2006). “Teaching notes on impulse response function and structural VAR”. Institute of Economics, Academia Sinica, Department of Economics, National Chengchi University.

LOYOLA, G. (2008). “Não atrapalhem o Banco Central!”. *Jornal Valor Econômico* de 28 de abril de 2008.

MARQUES, M. S. B. (1987). “Uma resenha das teorias de inflação”. *Revista Brasileira de Economia*, v. 41, nº 2.

MENDONÇA, H. F. (2005). “Metas de inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

\_\_\_\_\_. (2007). “Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados”. *Revista de Economia Política*, vol. 27, nº 3 (106), 431-451, julho-setembro.

MENON, J. (1995). “Exchange rate pass-through”. *Journal of Economic Surveys* nº 9(2).

MINELLA, A.; CORREA, A. S. (2005). “Mecanismos não-lineares de repasse cambial: um modelo de Curva de Phillips com *Threshold* para o Brasil”. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*.

MINELLA, A.; FREITAS, P.S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M.K., (2003). “Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility”. *Working Paper Series* nº 77. Brasília: Banco Central do Brasil.

MINELLA, A.; RIELLA, G.; FREITAS, P.S. (2002). “Metodologia de cálculo da inércia inflacionária e dos efeitos do choque dos preços administrados”. *Nota técnica* nº 22. Brasília: Banco Central do Brasil.

MISHKIN, F. S. (1996). “The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy”. *NBER Working Paper Series, Working Paper* nº 5464. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

\_\_\_\_\_. (2004). *The economics of money, banking, and financial markets*. New York: The Addison-Wesley series in economics, 7ª Edição.

\_\_\_\_\_. (2008). “Exchange rate pass-through and monetary policy”. *NBER Working Paper Series, Working Paper* nº 13.889. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

MOHANTY, M. S.; KLAU, M. (2004). “Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidences”. *BIS Papers* n. 149. Basel: Bank for International Settlements.

MOHANTY, M.; SCATIGNA, M. (2005). “Has globalization reduced monetary policy independence?”. *BIS Papers* n. 23. Basel: Bank for International Settlements.

NOGUEIRA JR, R.P. (2006). “Inflation targeting, exchange rate pass-through and “Fear of Floating”. Disponível em:

<ftp://ftp.ukc.ac.uk/pub/ejr/RePEc/ukc/ukcedp/0605.pdf>

\_\_\_\_\_. (2007). “Inflation targeting and exchange rate pass-through”. *Economia Aplicada*, São Paulo, v. 11, n. 2, 189-208, abril-junho.

NORONHA, L. E. P. (2007). O canal cambial de transmissão da política monetária no regime de metas de inflação no Brasil. *Dissertação de Mestrado*. Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro.

OREIRO, J.L. (2007) “Sugestões para o aperfeiçoamento do regime de metas de inflação no Brasil”. *Economia & Tecnologia*, ano 03, vol. 11, out-dez.

OREIRO, J.L; PAULA, L.F; JONAS, G; QUEVEDO, R. (2008). “Por que o custo do capital no Brasil é tão alto?”. Mimeo.

OREIRO, J.L; PUNZO, L.; ARAÚJO, E.; SQUEFF, G.C. (2008). “Restrições macroeconômicas ao crescimento da economia brasileira: diagnósticos e algumas proposições de política”. *Anais do V Fórum de Economia da EE/FGV-SP*.

PALLEY, T. (1996). *Post Keynesian Economics: debt, distribution and the macroeconomy*. New York: Palgrave.

PALLEY, T. (2006). “A post-keynesian framework for monetary policy: why interest rate operating procedures are not enough”. In: GNOS, C. & ROCHON, L.P (orgs). *Monetary Policy*. Edward Elgar Publishing Limited.

\_\_\_\_\_. (2006). “The economics of inflation targeting: negatively sloped, vertical, and backward-bending Phillips curves”. Disponível em:

[http://www.thomaspalley.com/docs/research/inflation\\_targeting.pdf](http://www.thomaspalley.com/docs/research/inflation_targeting.pdf) .

PAULA, L.F.R.; PIRES, M.C.C.; MEYER, T.R. (2008). “Regime cambial, taxa de câmbio e estabilidade macroeconômica no Brasil”. *Anais do V Fórum de Economia da EE/FGV-SP*.

POSEN, A.; BERNANKE, B.; MISHKIN, F.; LAUBACH, T. (1999). *Inflation targeting: lessons from the International experience*. Princeton: Princeton University Press.

PRATES, D. M. (2007). “A gestão do regime de câmbio flutuante nos países emergentes”. *Texto para Discussão – IE/Unicamp* nº 133. Campinas: Instituto de Economia da Universidade Estadual de Campinas.

ROMER, D. (2001). *Advanced macroeconomics*. New York: McGraw-Hill Higher Education, 2ª Edição.

SAWYER, M. (2006). “Inflation targeting and the central bank independence: we are all Keynesians now! Or are we?”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 28(4), 639-652.

SCHMIDT-HEBEL, K.; WERNER, A. (2002). “Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate”. *Documentos de Trabajo* nº 171. Santiago: Banco Central do Chile.

SCHWARTZMAN, F. F. (2006). “Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados”. *Economia Aplicada* nº 10 (1), 137-155, jan-mar.

SETTERFIELD, M. (2005). “Is inflation targeting compatible with post-keynesian economics?”. Disponível em: <http://emp.trincoll.edu>.

SIMS, C.A. (1980). “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, v. 48, n. 1, 1-48.

SIMS, C. A.; STOCK, J.A.; WATSON, M.W. (1990), “Inference in linear time series models with some unit roots”, *Econometrica*, v. 58, n. 1, 113-144.

SOUZA, F.E.; HOFF, C. (2006). “O regime cambial brasileiro: 7 anos de flutuação”. Disponível em:

<http://www.ie.ufrj.br/conjuntura/pdfs/TextoRedeMercosul.pdf>.

SQUEFF, G.C.; OREIRO, J.L; PAULA, L.F. (2008). “A Post Keynesian Proposal for a Flexible Inflation Targeting Regime in Emerging Economies”. *Anais do I Encontro da Associação Keynesiana Brasileira*, Campinas.

SVENSSON, L. E. O. (1997). “Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets”. *NBER Working Paper Series* n° 5.797. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

SVENSSON, L. E. O. (1998). “Inflation targeting as a monetary policy rule”. *NBER Working Paper Series* n° 6.790. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

TABAK, B.; ALMEIDA, C.; SOUZA, G.; PERES, M. (2003). “Optimal monetary rules: the case of Brazil”. *Working Papers Series* n° 63. Brasília: Banco Central do Brasil.

TAYLOR, J. B. (2000). “Low inflation, pass-through, and pricing power of firms”. *European Economic Review* n° 44, 1389-1408.

TAYLOR, J.B. (1993). “Discretion Versus Policy Rules in Practice”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, December, 195-214.

TOMBINI, A. A.; ALVES, S. A. L. (2006). “The recent brazilian disinflations process and costs”. *Working Papers Series* n° 109. Brasília: Banco Central do Brasil

TULADHAR, A. (2005). “Governance structures and decision-making roles in inflation targeting central Banks”. *IMF Working Paper* n° 05/183. Washington: International Monetary Fund.

WALSH, C. (2003). *Monetary theory and policy*. Cambridge: MIT Press.

## APÊNDICE A – Testes de seleção de defasagem para os modelos

### Período completo (jan/1999 a dez/2007)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: COM IPCA PROD

CAMBIO

Exogenous variables: C

Date: 03/27/09 Time: 11:30

Sample: 1999M01 2007M12

Included observations: 100

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	325.1139	NA	1.91e-08	-6.422278	-6.318071	-6.380104
1	979.7375	1243.785	5.42e-14	-19.19475	-18.67372*	-18.98388
2	1011.421	57.66395	3.97e-14*	-19.50842*	-18.57056	-19.12885*
3	1023.563	21.12676	4.30e-14	-19.43126	-18.07657	-18.88299
4	1035.031	19.03718	4.75e-14	-19.34062	-17.56910	-18.62366
5	1052.454	27.52762*	4.67e-14	-19.36907	-17.18073	-18.48341
6	1068.677	24.33442	4.73e-14	-19.37353	-16.76836	-18.31917
7	1081.672	18.45415	5.15e-14	-19.31345	-16.29145	-18.09039
8	1096.055	19.27265	5.51e-14	-19.28110	-15.84227	-17.88935

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Defasagem selecionada: 1

**Amostra 1 (jan/1999 a jun/2003)**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: COM IPCA PROD

CAMBIO

Exogenous variables: C

Date: 03/27/09 Time: 11:40

Sample: 1999M01 2003M06

Included observations: 50

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	240.6778	NA	9.09e-10	-9.467112	-9.314151	-9.408864
1	485.4534	440.5960	9.67e-14	-18.61813	-17.85333*	-18.32689
2	509.0910	38.76567*	7.22e-14	-18.92364	-17.54698	-18.39940*
3	526.5659	25.86290	7.04e-14*	-18.98264*	-16.99413	-18.22540
4	537.7415	14.75178	9.10e-14	-18.78966	-16.18931	-17.79943

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Defasagem selecionada: 1

**Amostra 2 (jul/2003 a dez/2007)**

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: COM IPCA PROD

CAMBIO

Exogenous variables: C

Date: 03/27/09 Time: 11:42

Sample: 2003M07 2007M12

Included observations: 54

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	316.0731	NA	1.12e-10	-11.55826	-11.41093	-11.50144
1	581.1228	481.0161	1.11e-14*	-20.78233	-20.04566*	-20.49822*
2	596.5203	25.66253	1.15e-14	-20.76001	-19.43402	-20.24863
3	606.3037	14.85632	1.48e-14	-20.52977	-18.61445	-19.79110
4	629.2274	31.41391*	1.21e-14	-20.78620*	-18.28155	-19.82026
5	639.7015	12.80162	1.61e-14	-20.58154	-17.48756	-19.38831

\* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Defasagem selecionada: 1