

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA  
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

Rinald Boassi

**A UTILIZAÇÃO DO MODELO DE ULTRAPASSAGEM  
(OVERSHOOTING) DOS PREÇOS DAS COMMODITIES COMO  
MODELO DE PREVISÃO DA INFLAÇÃO FUTURA**

Florianópolis  
2010



Rinald Boassi

**A UTILIZAÇÃO DO MODELO DE ULTRAPASSAGEM  
(OVERSHOOTING) DOS PREÇOS DAS COMMODITIES COMO  
MODELO DE PREVISÃO DA INFLAÇÃO FUTURA**

Dissertação apresentada  
ao Programa de Pós-Graduação em Economia  
da Universidade Federal de Santa Catarina  
para a obtenção do grau de  
Mestre em Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Fernando Seabra, Dr.

Florianópolis,  
2010

Catálogo na fonte elaborada pela biblioteca da

Universidade Federal de Santa Catarina

B662u Boassi, Rinald

A utilização do modelo de ultrapassagem (Overshooting) dos preços das commodities como modelo de previsão da inflação futura [dissertação] / Rinald Boassi ; orientador, Fernando Seabra. - Florianópolis, SC, 2010. 112 p.: il., graf.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico. Programa de Pós-Graduação em Economia.

Inclui referências

1. Economia. 2. Política monetária - Brasil. 3. Inflação. 4. Metas. 5. Mercado futuro de mercadorias. I. Seabra, Fernando. II. Universidade Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 33

Rinald Boassi

**A UTILIZAÇÃO DO MODELO DE ULTRAPASSAGEM  
(OVERSHOOTING) DOS PREÇOS DAS COMMODITIES COMO  
MODELO DE PREVISÃO DA INFLAÇÃO FUTURA**

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de Mestre em Ciência Econômicas, e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina

Florianópolis, Setembro de 2010.

---

Prof. Hoyêdo Nunes Lins, Dr.  
Coordenador do Curso

**Banca Examinadora:**

---

Prof. Fernando Seabra, Dr.  
Orientador  
Universidade Federal de Santa Catarina

---

Prof. Maurício Simiano Nunes, Dr.  
Universidade Federal de Santa Catarina

---

Prof. Fernando Motta Correia, Dr.  
Universidade Federal do Paraná



***Dedicatória***

*Dedico esta conquista aos meus pais, Robinson e Clara,  
Meus irmãos, Richard e Bárbara,  
Meus sobrinhos, Ian e Hanna,  
Minha esposa, Priscila  
Que sempre foram e sempre serão  
a razão de todas as minhas conquistas.*



## AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente ao CNPq e ao Programa pela bolsa de estudos, dado que sem ela não seria possível continuar meus estudos, como muitos que não o fazem pelo mesmo motivo.

Partindo do pressuposto de que boa parte do que se aprende na universidade não está na sala de aula, os amigos certamente são de grande importância para a nossa formação não acadêmica. E para aqueles que se distanciam da família para realizar os seus estudos, os amigos acabam se tornando uma segunda família. Portanto, agradeço a todos os amigos que fiz durante esta jornada.

Agradeço ao professor Roberto Meurer, que mesmo à distância e fazendo seu pós-doutorado não deixou de ajudar na elaboração da dissertação, e ao professor Fernando Seabra, que orientou a dissertação.

À UFSC, que, nestes oito anos de vínculo, me proporcionou a possibilidade de dedicar-me aos meus estudos e de fazer um intercâmbio em outro país.

Ao Programa de Educação Tutorial de Serviço Social, local de grande aprendizado e de grandes amigos.

Aos colegas da Agência da Receita Federal de Mafra.

E, finalmente, à Priscila, minha esposa, que me deu apoio e compreensão durante a execução deste trabalho. E minha família, que sempre me ajudou a suportar a distância e me apoiou para chegar até aqui



## RESUMO

Este trabalho busca verificar a ocorrência da ultrapassagem dos preços das commodities do seu equilíbrio de longo prazo. De acordo com a literatura, a maior flexibilidade dos preços das commodities faz com que parte do choque que deverá ser absorvido pelos preços rígidos no longo prazo, acabam sendo absorvidos primeiramente pelos preços das commodities, levando ao efeito de *overshooting*, similar ao modelo de Dornbusch (1976) para o mercado cambial. A dissertação discute a possibilidade de utilização do Índice de Preços das Commodities (CPI) para prever o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), bem como sua utilização como meta intermediária da política monetária, dado o seu impacto sobre o IPCA. Os resultados demonstram que o a variação do CPI tem pouco impacto no IPCA, dada a forte correlação deste índice com os preços administrados. Além disso, a política monetária brasileira tem pouco efeito sobre a determinação dos preços das commodities, dado que este é definido de forma exógena pelo comércio internacional. Contudo, embora os preços das commodities não tenham grande impacto sobre o IPCA, verificou-se que a reação do CPI é de fato mais rápida do que a do IPCA, demonstrando, neste sentido, ser uma ferramenta útil para verificar a existência de choques e o aumento dos preços futuros do IPCA. Neste sentido, sugere-se o monitoramento dos preços das commodities para que o condutor da política monetária possa atenuar a variação da inflação no período.

**Palavras-chave:** Política Monetária, Modelo de Overshooting, Metas de Inflação, Preços das Commodities, Brasil

**Classificação JEL:** E31, E42, E52



## ABSTRACT

This paper seeks to verify the occurrence of commodities price overshooting its long-run equilibrium. According to the literature, most flexibility in commodity prices causes the shock to be absorbed by the sticky prices in the long run, end up being absorbed primarily by commodity prices, leading to the effect of overshooting, similar to the model of Dornbusch (1976) for the foreign exchange market. The dissertation discusses the possibility of using the Commodities Prices Index (CPI) to predict the Consumer Price Index (IPCA), as well if the CPI could be used as an intermediary target of monetary policy, given its impact on the IPCA. The results show that the variation of the CPI has little impact on the IPCA, given the strong correlation of this index with administered prices. Moreover, the Brazilian monetary policy has little effect on the pricing of commodities, since international trade sets this exogenously. However, while commodity prices have no major impact on the IPCA, it was found that the reaction of CPI is actually faster than the IPCA, demonstrating this effect as a useful tool to verify the existence of shocks and the rise in futures prices in the IPCA. In this sense, it is suggested monitoring commodity prices for the driver of monetary policy can mitigate the change in inflation in the period.

**Key words:** Monetary Policy, Inflation Targeting, Commodity Prices, Brazil

**JEL classification:** E31, E42, E52



**LISTA DE TABELAS**

<b>TABELA 1 - HISTÓRICO DE METAS PARA INFLAÇÃO NO BRASIL....</b>	<b>40</b>
<b>TABELA 2 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF, PP) .....</b>	<b>63</b>
<b>TABELA 3 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN CPI COM IPCA E CPI COM IPA .....</b>	<b>69</b>
<b>TABELA 4 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN <math>X=[IPCA, CPI, M1, Y)</math>.....</b>	<b>70</b>
<b>TABELA 5 - VETORES DE CORREÇÃO DE ERRO (VEC) IDENTIFICADOS - CPI E IPCA .....</b>	<b>71</b>
<b>TABELA 6 - TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....</b>	<b>73</b>
<b>TABELA 8 - TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER EM PARES (LAGS 3, OBS 109) .....</b>	<b>77</b>
<b>TABELA 09 - VAR GRANGER CAUSALITY/BLOCK EXOGENEITY WALD TESTS.....</b>	<b>79</b>
<b>TABELA 10 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO IPCA.....</b>	<b>84</b>
<b>TABELA 11 - DECOMPOSIÇÃO DA VARÂNCIA DA TAXA REAL DE JUROS.....</b>	<b>85</b>
<b>TABELA 12 - VEC DO IPCA E DO CPI.....</b>	<b>91</b>



## LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – INSTABILIDADE DA CURVA IS E LM-----	33
GRÁFICO 2 – COMPORTAMENTO DE DIVERSAS COMMODITIES (TRIMESTRAL, BASE: 1994.01) -----	57
GRÁFICO 3 – COMPORTAMENTO DO CPI GERAL, PREÇOS DE MANUFATURADOS E SEMI-MANUFATURADOS (MENSAL, BASE: 1994.01) -----	58
GRÁFICO 4 – COMPORTAMENTO DAS COMMODITIES E DO CÂMBIO NOMINAL (MENSAL, BASE: 1994.01)-----	59
GRÁFICO 5 – COMPORTAMENTO DA VARIAÇÃO DO IPCA E SEUS SUBGRUPOS (MONITORADOS, LIVRES, COMERCIALIZÁVEIS, NÃO- COMERCIALIZÁVEIS (MENSAL, BASE: 1994.01) -----	60
GRÁFICO 6 – APLICAÇÃO DO FILTRO HP NA SÉRIE CPI GERAL-----	87
GRÁFICO 7 – APLICAÇÃO DO FILTRO HP NA SÉRIE IPCA -----	88
GRÁFICO 8 – RELAÇÃO ENTRE OS DESVIOS DE LP DO IPCA E DO CPI-----	89
GRÁFICO 9 – TAXA SELIC (PREVISÃO X OBSERVADA) – COM PREÇOS LIVRES-----	93
GRÁFICO 10– TAXA SELIC (PREVISÃO X OBSERVADA) – SEM PREÇOS LIVRES-----	94



## LISTA DE FIGURAS

<b>FIGURA 1 – RESPOSTA A UM IMPULSO GENERALIZADO DE UM DESVIO PADRÃO DA TAXA REAL DE JUROS.....</b>	<b>80</b>
<b>FIGURA 2 – REAÇÃO DOS PREÇOS DAS COMMODITIES A CHOQUES NA TAXA DE CÂMBIO E DO CÂMBIO A CHOQUES NOS PREÇOS DAS COMMODITIES – AGRÍCOLAS E PETRÓLEO.....</b>	<b>82</b>



## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO .....</b>	<b>23</b>
1.1	OBJETIVOS E JUSTIFICATIVA.....	25
1.1.1	<i>Objetivo Geral</i> .....	25
1.1.2	<i>Objetivos Específicos</i> .....	25
<b>2</b>	<b>MODELANDO A INFLAÇÃO: UMA QUESTÃO EM ABERTO.....</b>	<b>27</b>
2.1	MODELO DE ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA .....	29
2.1.1	<i>A regra de Taylor</i> .....	29
2.2	PORQUE ESCOLHER A TAXA DE JUROS COMO INSTRUMENTO?.....	31
2.3	A QUAL META A TAXA DE JUROS DEVE SE AJUSTAR? .....	34
2.4	MODELOS DE PREVISÃO.....	36
2.5	O CONTROLE DA INFLAÇÃO NO BRASIL: REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO .....	38
<b>3</b>	<b>MODELO DE PREVISÃO E ANÁLISE DA INFLAÇÃO COM COMMODITIES .....</b>	<b>43</b>
3.1	MODELO DE ULTRAPASSAGEM (OVERSHOOTING) DO PREÇO DAS COMMODITIES.....	43
3.2	RELAÇÃO DO PREÇO DAS COMMODITIES COM VARIAÇÕES NO ESTOQUE MONETÁRIO .....	45
3.3	RELAÇÃO DO MODELO COM VARIAÇÕES NA TAXA DE JUROS	50
<b>4</b>	<b>ABORDAGEM ECONÔMÉTRICA DO MODELO .....</b>	<b>55</b>
4.1	DEFINIÇÃO DAS HIPÓTESES E ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS.....	55
4.2	PROCESSOS ESTOCÁSTICOS DE RAIZ UNITÁRIA: TESTES ADF E PP	60
4.3	VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR) E PROCESSOS DE COINTEGRAÇÃO .....	64
4.4	ANÁLISE DE LONGO PRAZO ENTRE OS PREÇOS E A POLÍTICA MONETÁRIA.....	67
4.4.1	<i>Modelo de ultrapassagem de Brownie e Cronin</i> .....	67
4.4.2	<i>Modelo de ultrapassagem de Frankel e Hardouvelis</i> .....	72

4.5	ANÁLISE DE CURTO PRAZO DOS PREÇOS FRENTE AOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA.....	76
4.6	CONSTRUÇÃO DO MODELO DE PREVISÃO.....	86
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS.....</b>	<b>96</b>
<b>6</b>	<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....</b>	<b>98</b>
<b>ANEXOS.....</b>	<b>ERRO! INDICADOR NÃO DEFINIDO.</b>	

# 1 INTRODUÇÃO

A preocupação generalizada com as taxas de inflação, que se manifesta na execução da política monetária, leva à necessidade de acompanhar os fatores que a influenciam. Em economias abertas isto inclui os preços dos produtos comercializáveis, ou seja, passíveis de importação e exportação. Estes preços são influenciados pela taxa de câmbio e pelos preços internacionais, o que é especialmente importante no caso das commodities, cujo preço externo tende a ser próximo do praticado no mercado doméstico.

O presente estudo foi motivado inicialmente pelos trabalhos de Garner (1989), Sephton (1991) e Mills e Cody (1991), os quais discutem o uso de índices de preços das commodities como variável a ser utilizada nos modelos de previsão para a inflação e política monetária, ou até mesmo, a possibilidade de que esta venha ser utilizada como meta intermediária.

Garner (1989) discute a influência das variáveis monetárias sobre os preços das commodities, condição necessária para discutir o seu uso como variável intermediária, e analisa também o possível uso das variações nos preços das commodities para prever o comportamento futuro da inflação geral. A conclusão é que o uso dos preços das commodities melhora a previsibilidade da inflação, mas descarta a possibilidade de seu uso como variável intermediária. Além disso, o autor afirma que a estabilidade dos preços das commodities não garante a estabilidade do nível geral de preços, pois os testes de cointegração sugerem a possibilidade de distanciamentos entre os dois índices ao longo do tempo. Já Sephton (1991) busca replicar o trabalho de Garner (1989) utilizando outros testes econométricos de cointegração e de raiz unitária, considerados mais confiáveis, e chega às mesmas conclusões.

Mills e Cody (1991) sugerem que, enquanto os trabalhos supracitados utilizam apenas a forma reduzida, a análise da forma estrutural é mais indicada para testar a utilização dos preços das commodities como variável intermediária, enquanto a forma reduzida é indicada apenas para testar a hipótese de previsão da variável. Segundo a análise dos autores a taxa de juros dos Estados Unidos não responde a inovações nos preços das commodities. Contudo, se o banco central estabelecesse um maior peso para a estabilização da inflação na definição da sua política monetária, a resposta ótima a uma aceleração dos preços das commodities seria uma política monetária contracionista, o que melhoraria o desempenho da economia.

Além desses trabalhos, de cunho mais empírico, destacam-se os trabalhos de Frankel (1986), Frankel e Hardouvelis (1985), e Brownie e Cronin (2007), que além de testarem empiricamente a reação dos preços das commodities frente à política monetária, constroem um modelo teórico que facilita a formulação de hipóteses e a análise desses preços frente à política monetária. Frankel e Hardouvelis (1985) tomam como referência a teoria de ultrapassagem (*overshooting*) da taxa de câmbio, elaborada por Dornbusch (1976), e formulam um modelo em que se espera o mesmo comportamento para os preços das commodities. Dada as características já expostas acima, além de responder mais rapidamente à política monetária, com relação à reação dos preços ao consumidor, espera-se que as commodities ultrapassem o seu equilíbrio de longo prazo, para compensar a rigidez de preços em geral.

Cabe citar que, no Brasil, os trabalhos relacionados ao mercado de commodities buscam analisar apenas este mercado, seja através do comportamento dos preços das principais commodities, das causas de variação nos preços ou de modelos de precificação das commodities. Estes trabalhos não consideram, portanto, a importância dos preços das commodities sobre a condução da política monetária, pelo menos não tratam este assunto como ponto central das pesquisas realizadas. Neste sentido, a presente pesquisa busca preencher esta lacuna, pois considera que as commodities possuem um papel de grande relevância na economia mundial, notadamente dos países em desenvolvimento, em que pese a participação na pauta de exportação desses países.

Neste sentido, este trabalho buscou replicar os métodos e hipóteses, utilizados pelos autores supracitados, para o caso brasileiro, e está organizado em cinco capítulos, incluindo a introdução e as considerações finais. No segundo capítulo será apresentada a teoria referente ao debate sobre o processo inflacionário, bem como os modelos e políticas macroeconômicas sugeridas para tratar de tal processo. No terceiro capítulo será apresentado o modelo de ultrapassagem dos preços das commodities e sua relação com a expectativa de inflação. No quarto capítulo será feita uma breve exposição sobre as discussões referentes à implementação do Regime de Metas de Inflação (RMI) no Brasil, adotado a partir de 1999, para posteriormente realizarmos a aplicação dos modelos propostos. Além disso, será feita uma descrição dos dados utilizados e das técnicas econométricas utilizadas para a análise dos modelos propostos, junto com a respectiva aplicação e discussão dos resultados obtidos a partir

dos modelos testados. E por fim, serão apresentadas as considerações finais.

## 1.1 OBJETIVOS E JUSTIFICATIVA

### 1.1.1 Objetivo Geral

Avaliar a possibilidade de adoção do índice de preços de commodities em modelos macroeconômicos de previsão de inflação, balizado pelo comportamento de ultrapassagem dos preços das commodities e pelo regime de metas de inflação adotado pelo Brasil.

### 1.1.2 Objetivos Específicos

- i. Discutir as características e a relevância de modelos de previsão de inflação os diferentes regimes de política monetária;
- ii. Descrever o modelo de ultrapassagem dos preços das commodities e sua relação com a expectativa da inflação agregada;
- iii. Testar e analisar a adoção de um índice de preços das commodities em modelos macroeconômicos de previsão de inflação, para a economia brasileira.



## 2 MODELANDO A INFLAÇÃO: UMA QUESTÃO EM ABERTO

“We didn't abandon monetary aggregates, they abandoned us”  
Gerald Bouey

O presente capítulo, busca situar a discussão referente à importância que os modelos de previsão da inflação vêm tendo nos últimos anos. Dada a importância das expectativas de inflação sobre o comportamento de curto e de longo prazos dos agentes econômicos, tornou-se, cada vez mais, uma política econômica voltada para a estabilidade econômica e de combate à inconsistência dinâmica das políticas de controle da inflação. Neste sentido, será apresentada a discussão sobre os modelos de previsão e de sua importância no controle da inflação, servindo como pano de fundo para o modelo de ultrapassagem que será apresentado no capítulo seguinte.

O intenso debate teórico entre diferentes escolas econômicas com relação aos determinantes da inflação, suas formas de controle, e seu *tradeoff* com o produto, é o pano de fundo deste capítulo, onde de um lado estão aqueles que seguem a linha de pensamento keynesiano, defendendo a utilização da política monetária como forma de controlar a inflação, amenizar a volatilidade do produto, e, dessa forma, aumentar o bem-estar social; e do outro os monetaristas, os quais defendem que a inflação é um fenômeno causado justamente por uma política monetária ativa, que gera a inflação e distorce a economia. Neste sentido, os monetaristas sugerem a utilização de uma política monetária passiva como solução. Uma síntese dessas diferenças pode ser vista em Meller (1987, p.74),

Os monetaristas crêem que a inflação é um fenômeno essencialmente monetário e, em consequência, se se controla a quantidade de dinheiro, é possível a sua eliminação. Os keynesianos sustentam que a inflação é produto da existência de um excesso de demanda agregada, e que através de políticas fiscais seria possível reduzir tal excesso de demanda agregada e, assim, reduzir a inflação.

Atualmente, não há dúvidas de que a política monetária é essencial para a estabilização econômica do país, dado o impacto que esta tem sobre a formação de expectativas e estabilidade de preços, e, conseqüentemente, destes sobre os demais mercados.

De acordo com Kohn (2005) a realização de uma política monetária ativa requer

that policy tighten or ease systematically to bring aggregate demand in line with the economy's productive potential, not only because output stabilization is a policy objective in its own right but also because such actions help to head off undesirable changes in inflation down the road.

Para o autor, ao invés de se tomar partido por alguma dessas perspectivas de análise, deve-se analisar a importância de cada modelo teórico proposto e suas respectivas limitações. E para analisarmos a política monetária e o seu papel na condução da economia, precisamos entender qual o seu impacto sobre as variáveis macroeconômicas, ou seja, seus mecanismos de transmissão. O processo de transmissão, segundo Taylor (1995, p.11), é definido como

the process through which monetary policy decisions are transmitted into changes in real GDP and inflation. There are, of course, many different views of the monetary transmission mechanism. These views differ in the emphasis they place on money, credit, interest rates, exchange rates, asset prices or the role of commercial banks and other financial institutions.

Iremos tratar à frente desses processos de transmissão, e, dado o objeto do nosso trabalho, daremos maior ênfase no impacto da política monetária sobre o nível de preços da economia.

## 2.1 MODELO DE ANÁLISE DA POLÍTICA MONETÁRIA

De acordo com Taylor (1995), há diferentes análises possíveis do mecanismo de transmissão monetária (MTM), que irão se diferenciar pela ênfase dada à moeda, ao crédito, taxas de juros, taxas de câmbio, preço dos ativos e o papel dos bancos comerciais ou instituições financeiras. Ênfase que iremos dar às taxas de juros, pois também será utilizado na análise do modelo de ultrapassagem das commodities.

### 2.1.1 A regra de Taylor

Observa-se que, operacionalmente, para manter a estabilidade de preços, os bancos centrais têm se guiado principalmente pelo princípio de Taylor, o qual define um crescimento nominal dos juros na proporção de mais do que de um para um para responder aos movimentos na inflação, principalmente aqueles movimentos percebidos como persistentes, dado que este princípio tem sido testado como uma boa *proxy* da função de reação utilizada pelos bancos centrais. Taylor propôs uma equação simples para a definição da taxa de juros pelo BACEN, segundo a qual deve-se responder a dois desvios: “*the deviation of inflation from a target rate of inflation; and the percentage deviation for real GDP from potential GDP, with the reaction coefficient being one-half for each variable*” (TAYLOR, 1995, p.15). Segundo Taylor, a taxa de juros deve crescer numa proporção maior que de um para um quando ocorrer um aumento da inflação, para que a taxa de juros real aumente. E que a taxa de juros diminua quando o produto estiver abaixo da sua taxa natural, e aumente caso contrário. A definição da *regra de Taylor* toma a seguinte forma<sup>1</sup>:

$$i_t - \pi_t = a + b\pi_t + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (2.1)$$

---

<sup>1</sup> Optamos pela exposição da forma definida em Romer (2006) ao invés da formulação original de Taylor (1993), na forma  $r = p + 0.5y + 0.5(p - 2) + 2$  - em que  $r$  é a taxa de juros nominal, e  $p$  é a taxa de inflação - por aquela ser mais intuitiva que esta, dado um maior desmembramento dos termos da equação.

Se definirmos  $\bar{r}_t$  como a taxa real de juros vigente quando  $Y_t = \bar{Y}_t$ , e supormos que esta relação é constante, temos que (2.1) equivalerá a

$$i_t - \pi_t = \bar{r}_t + b(\pi_t - \pi^*) + c(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (2.2)$$

Em que a taxa ótima de inflação será dada por  $\pi^* = (\bar{r} - a)/b$ , obtida quando resolvemos a (2.2) quando o produto se iguala ao seu nível natural.

Esta forma de apresentar a regra dos juros nos indica que o banco central deveria elevar a taxa de juros acima do seu nível de equilíbrio no longo prazo quando a inflação ultrapasse a meta definida e a produção se eleve acima da sua taxa natural. A partir de suas análises Taylor (1993, p.202), propõe os seguintes valores na equação:

$$i_t - \pi_t = 2 + 0,5(\pi_t - 2) + 0,5(\ln Y_t - \ln \bar{Y}_t) \quad (2.3)$$

Podemos perceber na equação (2.3) que a constante 2 e a variável  $\pi_t$  refletem a definição de Taylor de que a taxa real de juros de equilíbrio é de 2%, e que a meta apropriada de inflação também é 2% (MISHKIN, 2004, p.429). A equação (2.1) tem a característica de que a taxa de juros aumenta se a inflação ( $\pi_t$ ) crescer acima de 2% e se o PIB real cresce acima da sua tendência. Se ambos estão de acordo com a meta, então a taxa de juros deverá ser de 4%, ou 2% em termos reais (TAYLOR, 1993).

No entanto, como ficará mais claro à frente, reconhecer a importância dessa regra, não significa que esta deve ser seguida mecanicamente. Blinder (1999), Taylor (2000) e Svensson (2003) são alguns dos autores que apontam a importância da percepção do *policymaker* acerca da dinâmica econômica para definição das políticas a serem aplicadas.

## 2.2 PORQUE ESCOLHER A TAXA DE JUROS COMO INSTRUMENTO?

Uma das razões pela qual podemos relacionar a importância da regra de Taylor, na definição de Svensson (2003), uma regra operacional simples, está na própria importância que a taxa de juros vem ganhando nos últimos tempos como principal instrumento de política monetária. Atualmente, a maioria dos bancos centrais tem sua política monetária fundamentada não na taxa de crescimento dos agregados monetários, mas sim na determinação dos ajustes das taxas de juros de curto prazo, dado os distúrbios observados na economia. O que levou aos pesquisadores a focalizarem mais as regras baseadas nas taxas de juros.

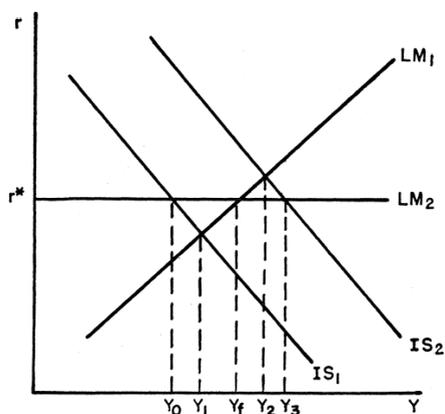
Romer (2006) chama atenção para o fato de que ao contrário do que ocorre com as regras baseadas no controle do estoque monetário, as políticas baseadas nas taxas de juros não são passivas, pois a sua passividade poderia agravar ainda mais os choques observados na economia. O autor cita como exemplo um choque de demanda que elevasse o produto a um patamar superior à sua taxa natural, neste caso, se a taxa de juros não se alterasse a taxa real de juros diminuiria, por consequência do aumento da inflação, elevando ainda mais a demanda agregada e a produção (FRIEDMANN, 1968).

Poole (1970) consegue demonstrar através de um modelo simples de IS-LM, qual deve ser o melhor instrumento de política monetária dado um cenário macroeconômico. E, segundo o autor, poderíamos identificar três posições majoritárias:

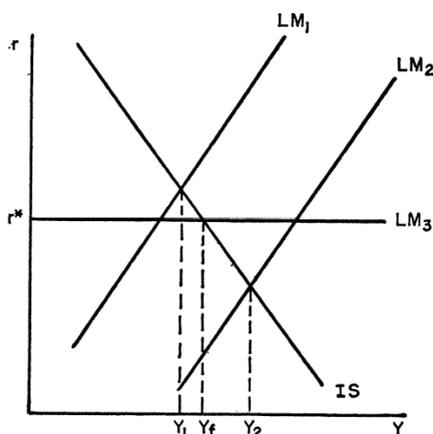
First, there are those who argue that monetary policy should set the money stock while letting the interest rate fluctuate as it will. (...) Second major position in the debate is held by those who favor using money market conditions as the monetary policy instrument. (...) The third major position is taken by the fence-sitters who argue that the monetary authorities should use both the money stock and the interest rate as instruments. (POOLE, 1970, p. 199-200)

Um dos fatores mais importantes na definição destes posicionamentos é a natureza estocástica do modelo macroeconômico, pois, segundo Poole (1970), caso fosse possível alcançar o pleno emprego através, somente, da política monetária, não haveria diferença entre a escolha do instrumento utilizado, pois a definição de uma variável automaticamente iria definir a outra, dado que modelo seria determinístico. O autor demonstra isto partindo de um modelo determinístico formado pelas duas funções *IS* e *LM*, e por três variáveis: os juros ( $r$ ) e o estoque monetário ( $M$ ) como variáveis endógenas, e o produto ( $Y$ ) como variável exógena. Solucionando este modelo, e chegando à equação na forma reduzida, verifica-se que se  $r=r^*$ , então  $M=M^*$ , em que as variáveis com asterisco representam as metas definidas pelo governo.

No entanto, na prática sabemos que tanto o mercado de bens (*IS*) quanto o mercado monetário (*LM*) são instáveis, e, segundo o autor, é este grau de instabilidade de cada uma que deve indicar qual o melhor instrumento de política monetária a ser utilizado, dado o objetivo de diminuir a volatilidade do PIB. Utilizando o modelo *IS-LM* o autor demonstra dois casos estilizados:



(a)



(b)

### Gráfico 1 – Instabilidade da curva IS e LM

Fonte: Figuras III e IV em Poole (1970, p. 201-202)

A partir da análise de Poole (1970), temos que o gráfico (a) representa o caso de uma curva IS instável, bem como os resultados de uma política de juros e de oferta monetária. Assim, se o estoque de moeda é definido em  $M^*$ , e a função LM será dada por  $LM_1$ , com o produto  $Y$ , podendo estar entre  $Y_1$  e  $Y_2$ , do contrário, caso a taxa de juros seja estabelecida em  $r^*$ , temos que a função LM será dada por  $LM_2$ , e o produto poderá cair entre  $Y_0$  e  $Y_3$ ; ficando claro que o estabelecimento do estoque monetário é a política monetária mais apropriada a fim de diminuir a incerteza sobre o produto alcançado. No

gráfico (b) é a curva LM que apresenta instabilidade; neste caso, estabelecendo o estoque de moeda  $M^*$ , irá levar a função LM a variar entre  $LM_1$  e  $LM_2$ , e o produto poderá cair entre  $Y_1$  e  $Y_2$ , enquanto estabelecendo a taxa de juros em  $r^*$  irá levar a  $LM_3$  e ao produto  $Y_f$ . Neste caso, a taxa de juros passa a ser o instrumento mais apropriado.

Dado que nas últimas décadas a demanda por moeda tem sido muito instável, a análise de Poole (1970) explica o porquê da opção generalizada dos Bancos Centrais das principais economias por uma política focalizada nas taxas de juros como principal instrumento. Blinder (1999, p.48), ao analisar o processo de escolha do instrumento monetário, critica o modelo de Poole (1970), definindo seu modelo como “limitante e simplista demais”, trazendo outra explicação para a não utilização de M1 como instrumento monetário:

Os logaritmos naturais de M1 e do PIB nominal são cointegrados apenas em períodos como 1948-1975 e nunca depois disso. (...) não existe nenhuma relação estatística forte de longo prazo entre o PIB nominal e qualquer uma das três definições oficiais de M do Federal Reserve para qualquer amostra que inclua os anos 90. Por causa de fatos simples como estes, a estratégia de ter metas de taxas de juros venceu instantaneamente nos Estados Unidos e em outros locais. (BLINDER, 1999, p.49)

Mesmo que tenha sido por imposição dos fatos, como afirma Blinder (1999), e não por opção dos Bancos Centrais, a utilização das taxas de juros vai de encontro ao que é sugerido pelo modelo de Poole (1970).

### 2.3 A QUAL META A TAXA DE JUROS DEVE SE AJUSTAR?

Ao definir a taxa de juros como instrumento monetário, Blinder (1999), assim como Kohn (2005) e Svensson (2003), defende que o Banco Central deve orientar suas ações para a manutenção da economia no seu estado estacionário, para tanto, o autor sugere a prática de uma taxa de juros real neutra, orientada em direção à economia no seu estado estacionário (i.e. estado em que o PIB é igual ao PIB potencial).

Segundo Blinder a idéia de neutralidade “é orientada diretamente para o controle da inflação (e) coerente com a inflação constante no médio prazo” (1999, p.54). Dentro desta definição, uma taxa de juros real acima da neutra constitui “contração monetária” e implicará em diminuição da inflação; uma taxa de juros real abaixo da neutra é “expansão monetária” levando a um aumento da inflação (BLINDER, 1999, p.54-55).

No entanto, a definição desta taxa de juros neutra não é tarefa fácil, pois para definir esta taxa de juros deve-se definir qual é a taxa de inflação da economia no seu estado estacionário. Assim como é necessário definir o produto potencial, citado por Svensson (2003) como um dos principais problemas na prática. Kohn (2005) aborda esta dificuldade de mensuração ao tratar da importância de um modelo mais apurado para captar a definição dos salários na elaboração das políticas monetárias. Segundo o autor, muitos economistas atribuem à aceleração da produtividade do trabalho no meio de 1990 como o fator que ajudou a conter a taxa de inflação dos preços, o que fez com que “the adjustment of nominal wages to the higher trend in productivity was slow, an outcome that put downward pressure on unit labor costs and, hence, on prices” (KOHN, 2005).

Contudo, os fatores relacionados ao mercado de trabalho são muito difíceis de mensurar, como exemplo Kohn (2005) cita o ganho de trabalho hora,

One important example concerns hourly labor compensation. The measure reported in the national accounts is often revised significantly, displays substantial volatility from quarter to quarter, and has components that may not coincide with the labor costs relevant to business pricing decisions.

Segundo o autor, tanto os modelos de equações estruturais quanto na forma reduzida são limitados por estes problemas de mensuração. Sendo que o modelo na forma reduzida é mais útil como ferramenta de previsão, segundo Kohn (2005), “Nonstructural specifications, despite their shortcomings with regard to the desirable model properties I noted earlier, do have an important role to play in policymaking--in particular, forecasting”. Um problema, que pode ser relacionado à definição da taxa de juros neutra, está nos modelos de

inflação, segundo Kohn (2005), tantos os estruturais como na forma reduzida se utilizam da NAIRU (taxa de inflação não aceleradora do desemprego) nas suas estimativas, sendo que esta não pode ser observada.

## 2.4 MODELOS DE PREVISÃO

Mesmo com todas as limitações citadas, os modelos são utilizados e, neste sentido, precisamos definir qual é o melhor modelo para auxiliar o *policymaker* no monitoramento da economia e na definição da taxa de juros.

Como já foi citado, não há como definir uma regra simples a ser seguida, tanto pela dificuldade de se elaborar um modelo que capture o comportamento da economia, quanto pela dificuldade de mensuração das variáveis chaves do modelo - sendo algumas não observáveis. Contudo, como afirma Kohn (2005), os *policymakers* necessitam e “consomem” estes modelos, o que leva um grande número de debates acerca do modelo com maior poder de **previsão** e **análise** da macroeconomia. Para o autor este modelo deve ter as seguintes características:

First, the model should provide a coherent analytical framework that the policymaker can use to interpret incoming data and to choose a proper policy response. Second, the model should provide an accurate empirical description of the economy as it relates to both forecasting and the influence of policy on the outlook.

Svensson (2003) é quem expõe de forma mais exaustiva as vantagens e desvantagens dos principais modelos propostos para analisar e prever o comportamento macroeconômico. Em seu artigo a principal preocupação do autor é demonstrar o equívoco que muitos pesquisadores cometem ao supor que uma regra simples, como regra de Taylor, pode servir de base para entender a política adotada pelos Bancos Centrais, e, a partir da descrição e análise dos modelos,

demonstrar a importância do julgamento do *policymaker* na definição da política macroeconômica. Segundo Mervyn King (1999 ),

Mechanical policy rules are not credible . . . No rule could be written down that describes how policy would be set in all possible out- comes. Some discretion is inevitable. But that discretion must be constrained by a clear objective to which policy is directed.

A partir desta afirmação podemos perceber que o discernimento do policymaker não pode estar livre de qualquer restrição, ou seja, deve ser restringido por algum objetivo claro da política monetária (tradicionalmente estabilizar a inflação e o produto).

Com relação à utilização de um modelo simples, tanto Taylor (2000) quanto Svensson (2003) buscam demonstrar que este deve ser utilizado apenas como um guia ou ponto de referência, e nunca deve ser aplicado mecanicamente. Estes pontos explicam a opção dos Bancos Centrais pela chamada meta de inflação flexível, pois também estão preocupados com a estabilidade do produto (SVENSSON, 2003).

Em duas passagens podemos verificar a importância que Kohn confere a uma política monetária formulada não, somente, através das informações passadas, como, também, através das expectativas das variáveis chaves do modelo. Ao se referir aos modelos empíricos utilizados para apreender o comportamento dos Bancos Centrais, Kohn (2005) tece a seguinte crítica:

On closer inspection, however, one sees that the specifications of these models typically ignore important factors bearing on the inflation outlook. One category of neglected factors is price shocks- changes in the levels of key inputs, such as energy or imports.

Kohn (2005) e Blinder (1999) também criticam os modelos que utilizam a credibilidade do Banco Central para explicar o comportamento da inflação, demonstrando que estes modelos não conseguem explicar o comportamento da inflação em diversos países.

Segundo Svensson (2003), dado que as políticas monetárias têm uma defasagem para se refletir na economia real, bem como as metas podem ter uma relação de causa e efeito defasada com suas variáveis condicionantes, tem-se que os modelos devem ser formulados com previsões das variáveis chaves, ou seja, deve ser um modelo dinâmico, que trace um caminho a ser seguido pelas variáveis instrumentais, como os juros, de acordo com as expectativas condicionadas das variáveis metas.

Neste sentido que Svensson (2003) define que o melhor procedimento a ser seguido é estabelecer regras com previsões das metas, e não para os instrumentos monetários, sendo que "*Forecast targeting*" *refers to using forecasts of the target variables effectively as intermediate target variables*". Segundo o autor, estes modelos têm a vantagem de permitir o julgamento do *policymaker* e a adição de um modelo com informações extras. O autor compara o modelo anterior a um modelo "*targeting rule*" (regra de metas ou orientado por metas), demonstrando que outra vantagem do "*forecast targeting*" é que ele contempla e se adapta às defasagens da política macroeconômica, pois, com a previsão das metas do BACEN servindo como metas intermediárias o BACEN consegue se antecipar às mudanças e aplicar o instrumento monetário a tempo de suavizar as variações previstas.

## 2.5 O CONTROLE DA INFLAÇÃO NO BRASIL: REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO

Nas últimas décadas, o foco da política monetária brasileira tem sido o controle da inflação, sendo que, desde junho de 1999, foi adotado regime de metas de inflação (RMI), após o colapso do regime de câmbio semi-fixo no início daquele ano.

Mishkin (2004) aponta como principal vantagem de uma âncora nominal, tal como ocorre no RMI, a promoção da estabilidade de preços, ou seja, um nível baixo de inflação, que é o principal objetivo da política monetária na maioria dos países. Isto se deve ao papel que a âncora nominal desempenha para a uniformização das expectativas de inflação. Além disso, a âncora nominal auxilia na resolução do problema de inconsistência temporal, pois o Banco Central claramente irá obter melhores resultados se não tentar aumentar o produto surpreendendo o público com uma política monetária expansionista, mas sim mantendo a inflação sob controle.

A opção pela estabilidade de preços como meta principal da política monetária, frente aos demais objetivos, como taxa real de crescimento, baixo desemprego e equilíbrio no balanço de pagamentos, não se deve a uma menor preocupação com relação a estes indicadores mas ao maior impacto da política monetária sobre a inflação comparativamente a outras variáveis macroeconômicas. Há certo consenso no que se refere aos impactos nocivos da inflação, até mesmo moderada, na eficiência e no crescimento da economia. Além desses fatores, Bernanke *et al.* (2001) afirmam que ter a estabilidade de preços como principal meta de longo prazo auxilia a comunicação entre o Banco Central e o público.

Na Tabela 1 são expostos os resultados obtidos pelo regime de metas no Brasil. Apenas em 2001, 2002 e 2003 a meta de inflação não foi alcançada, embora seja discutível o cumprimento da meta em 2004, em que a meta foi alterada quando ficou clara a impossibilidade de atingi-la. O não cumprimento da meta de inflação nesses anos não eliminou a credibilidade do Banco Central e não causou um descontrole dos preços, dado o forte papel de variáveis exógenas no comportamento da inflação. Isto não significa, entretanto, que a credibilidade da autoridade monetária não se relacione com as expectativas e a taxa de inflação, como discutido aprofundadamente em Mendonça e Souza (2007). Por outro lado, o papel da política monetária foi fundamental na coordenação das expectativas em direção à meta.

**Tabela 1 - Histórico de Metas para Inflação no Brasil**

<b>Ano</b>	<b>Norma</b>	<b>Data</b>	<b>Meta (%)</b>	<b>Banda (p.p.)</b>	<b>Limites inferior e superior (%)</b>	<b>Inflação efetiva (IPCA % a.a.)</b>
1999			8	2	6 a 10	8,94
2000	Resolução 2.615	30/06/1999	6	2	4 a 8	5,97
2001*			4	2	2 a 6	7,67
2002*	Resolução 2.744	28/06/2000	3,5	2	1,5 a 5,5	12,53
2003*	Resolução 2.842	28/06/2001	3,25	2	1,25 a 5,25	
	Resolução 2.972	27/06/2002	4	2.5	1,5 a 6,5	9,3
2004	Resolução 2.972	27/06/2002	3,75	2.5	1,25 a 6,25	
	Resolução 3.108	25/06/2003	5,5	2.5	3 a 8	7,6
2005	Resolução 3.108	25/06/2003	4,5	2.5	2 a 6	5,69
2006	Resolução 3.210	30/06/2004	4,5	2	2,5 a 6,5	3,14
2007	Resolução 3.291	23/06/2005	4,5	2	2,5 a 6,5	4,46
2008	Resolução 3.378	29/06/2006	4,5	2	2,5 a 6,5	
2009	Resolução 3.463	26/06/2007	4,5	2	2,5 a 6,5	
2010	Resolução 3.584	01/07/2008	4,5	2	2,5 a 6,5	

\* Anos em que a meta não foi cumprida

Fonte: Banco Central do Brasil

Mesmo com o cumprimento das metas estabelecidas nos últimos anos, o regime de metas recebe críticas no que tange à adoção de um índice de preços muito amplo para servir como meta, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Segundo Mendonça (2007), um dos pontos mais importantes do regime de metas inflacionárias está na definição do índice de preços, que deve refletir as forças do mercado. Esta é a principal deficiência do IPCA, pois boa parte deste índice agregado é constituída por preços administrados por contratos e monitorados, que não refletem o comportamento da demanda e da oferta. O índice de preços utilizado como meta deveria ser conhecido, e excluir mudanças de preços em setores estreitos e saltos dos preços que não afetam o núcleo da inflação (BERNANKE, 2001), o que, para o caso brasileiro, corresponde apenas parcialmente ao IPCA. Um índice de preços que utilize apenas o núcleo da inflação representa um melhor indicador para a condução da política monetária (MENDONÇA, 2007). Além dos preços administrados, os problemas com os índices amplos podem ser ilustrados por incrementos transitórios dos preços dos alimentos por causa de problemas climáticos, que não foram causados e não devem influenciar a política monetária (BRYAN E CECCHETTI, 1994).

Neste contexto, torna-se importante um modelo econométrico com o maior poder de previsão e análise do comportamento futuro do nível de preços, para possibilitar a ação rápida das autoridades monetárias, dada a defasagem entre as ações de política monetária e seus efeitos sobre produto e preços (Bogdanski *et al*, 2000). Cabe-nos, portanto, analisar até que ponto a utilização do índice de preços das commodities pode nos auxiliar para este fim.

Neste sentido, um modelo macroeconômico que mais se adéque à realidade deve considerar as defasagens inerentes à política monetária, as incertezas relacionadas à mensuração, ter um bom poder de previsão e análise da economia e ser flexível a mudanças, dado o papel central que o julgamento do *policymaker* tem no controle de possíveis choques e a necessidade de se antecipar às variações. Neste sentido, o modelo deve ter uma forma dinâmica, tendo as variáveis metas, as variáveis chaves e os instrumentos uma boa previsão do longo prazo, a fim de manter a economia mais próxima do seu equilíbrio de longo prazo e com a menor variação possível do produto e dos preços.

Cabe ressaltar a afirmação de Kohn (2005) com relação à importância da política monetária para a dinâmica da economia, para melhorar os mecanismos de crédito, a liquidez, o sistema de pagamentos, etc., destacando que uma inflação e um produto estável por

muito tempo não exime o BACEN de elaborar medidas que aprimorem o sistema financeiro e a economia do País. Assim como parece ser um consenso entre os autores que, atualmente, a inconsistência dinâmica causada pelo incentivo dos *policymakers* em tirar vantagem do *tradeoff* Produto-Inflação não reflete o comportamento dos principais Bancos Centrais.

Por fim, Kohn (2005) deixa a seguinte ressalva:

we would do well to be cautious about attributing the good macroeconomic performance entirely to good monetary policy. Luck as well as structural changes in the economy may have had a lot to do with the current low level and apparent stability of U.S. inflation. If so, and if our luck turns and we experience a series of adverse shocks, our ability to formulate policies that deliver sound performance may depend upon a much better understanding of the inflation process and of expectations formation.

Em momentos de crise, a formação de expectativas parece ser a maior preocupação das medidas anunciadas pelos governos no mundo inteiro.

### 3 MODELO DE PREVISÃO E ANÁLISE DA INFLAÇÃO COM COMMODITIES

Os argumentos a favor da utilização do preço das commodities para antecipar variações no nível geral de preços seguem do fato de que: (i) as commodities representam grande parte dos insumos utilizados na produção de bens manufaturados e, assim, variações nos preços das commodities afetam diretamente os custos de produção e, por consequência, o nível geral de preços; e (ii) devido à determinação dos preços das commodities no formato de leilões, tem-se que estes preços respondem mais rapidamente a quaisquer variações no comportamento do mercado, ou seja, seus preços são mais flexíveis e respondem de forma mais rápida às mudanças na economia, antecipando, desse modo, variações que irão ocorrer no nível de preços. (GARNER, 1989, MILLS, CODDY, 1991)

Essa característica dos preços das commodities (mais flexíveis) e dos níveis de preços ao consumidor (mais rígidos) foi explorada no trabalho de Browne e Cronin (2007), no qual analisam a reação desses preços a variações da oferta monetária nos Estados Unidos no longo prazo. Os autores confirmam a hipótese de que ambos os preços respondem a variações da oferta monetária no longo prazo, mas os preços das commodities inicialmente ultrapassam (*overshoot*) seu novo valor de equilíbrio, e este afastamento do valor de equilíbrio tem poder explicativo sobre a inflação ao consumidor subsequente.

#### 3.1 MODELO DE ULTRAPASSAGEM (OVERSHOOTING) DO PREÇO DAS COMMODITIES

Anteriormente, Frankel e Hardouvelis (1985) haviam analisado o mercado de commodities a partir da relação entre os anúncios da oferta monetária pelo banco central americano e a reação do preços das commodities, segundo os autores “*Several papers have looked at the reactions in bond markets, stock markets, and foreign exchange markets but none to our knowledge has looked at the reactions to the weekly money announcement in commodity markets.*” (p. 426). O objeto dos

autores, neste primeiro trabalho, foi a análise da reação dos preços das commodities aos anúncios feitos pelo banco central com relação à oferta monetária. Segundo os autores, a utilização das taxas de juros não é a mais apropriada para refletir a variação das expectativas do mercado frente às alterações da política monetária, dado o caráter ambíguo desta variável, isto porque, se por um lado,

an announced increase in the money stock may be received by the market as indicating a higher Fed target money growth rate. On the other hand, the market may have confidence in the Fed's commitment to stick to its money growth target and may interpret the money stock change as an unintended fluctuation originating in money demand or the banking system. The market would then expect the Fed to contract the money supply in the near future to get back to the target path. The rise in nominal interest rates would be explained as an increase in real interest rates, without any necessary change in expected inflation (FRANKEL; HARDOUVELIS, 1985, p.425-426).

A idéia central era de que, ao contrário da taxa de juros, o comportamento dos preços das commodities não resultaria em uma previsão ambígua com relação às expectativas do mercado. Caso ocorresse um aumento nos preços das commodities, a sinalização era de que se esperava um aumento na taxa de crescimento monetário e um aumento da inflação, sendo o contrário também verdadeiro. Neste sentido, o objetivo era apresentar esta variável como variável de previsão das expectativas futuras do mercado no que se refere à inflação.

Posteriormente, em Frankel (1986) é elaborado um modelo mais direto relacionando o comportamento dos preços no mercado de commodities, do mercado de bens ao consumidor e a variações não esperadas na política monetária. Analisando, desta forma, não somente se os preços das commodities reagem ou não às variações na política monetária, mas também o uso do distanciamento desses preços do seu equilíbrio de longo prazo, e o retorno a este equilíbrio, como variável explicativa do comportamento futuro da inflação dos preços dos bens ao consumidor.

Frankel (1986), e com base na teoria de ultrapassagem (*overshooting*) da taxa de câmbio de Dornbusch (1976), elaborou um modelo a partir da hipótese de ultrapassagem do nível de preços das commodities em relação ao de bens ao consumidor, de acordo com Frankel (1986, p.344)

The model is a very direct application of the overshooting model of exchange rates developed by Dornbusch. Dornbusch emphasized the distinction between the prices of foreign currencies, which are free to adjust instantly in response to changes in supply or demand, and the prices of most goods and services, which are not. (...) we simply substitute the prices of basics commodities for the prices of foreign currencies.

### 3.2 RELAÇÃO DO PREÇO DAS COMMODITIES COM VARIACÕES NO ESTOQUE MONETÁRIO

A partir dos trabalhos de Frankel e Hardouvelis (1985), Brownie e Cronin (2007) exploram a relação entre a variação dos níveis de preços da commodity e de bens ao consumidor. Segundo estes autores ambos os preços respondem a uma variação na oferta monetária dos Estados Unidos no longo prazo, contudo os preços das commodities têm uma variação maior no curto prazo, (*overshooting*), e este distanciamento do equilíbrio de longo prazo servirá como base para prever o comportamento futuro do nível geral de preços. De acordo com Brownie e Cronin (2007, p. 9-10), três proposições teóricas são necessárias para a elaboração do modelo de ultrapassagem do preço das commodities:

1. Variações exógenas do estoque monetário levam a variações equivalentes no nível geral de preços sob condições estáveis da demanda monetária;
2. Variações exógenas do estoque monetário são neutras no estado estacionário de longo prazo, implicando no

ajuste proporcional de todos os preços, sejam bens finais ou commodities, assim, os preços relativos se mantêm estáveis no novo estado estacionário;

3. A terceira proposição se origina do fato do mercado de commodities responder mais rapidamente a perturbações econômicas, incluindo variações não antecipadas da política monetária, configurando-se em um mercado de preços flexíveis. Neste sentido, a resposta dos preços das commodities deve compensar, no curto prazo, a rigidez de preços dos bens ao consumidor, ultrapassando o seu valor de equilíbrio a longo prazo.

A partir dessas proposições Brownie e Cronin (2007) sugerem que sejam testadas três hipóteses: (H1) tanto os preços das commodities como dos bens ao consumidor variam proporcionalmente a variação na oferta monetária; (H2) o preço das commodities inicialmente ultrapassam (*overshooting*) o seu valor de equilíbrio de longo prazo; (H3) o termo de correção da ultrapassagem do preço de equilíbrio das commodities é uma variável importante na explicação do ajuste gradual dos preços dos bens ao consumidor.

A partir dessas hipóteses podemos concluir que, caso sejam confirmadas, o nível de preços das commodities passa a ser uma variável importante para os modelos de previsão e análise utilizados pelos policymakers, dado que, em certa medida, o comportamento desses preços antecede o do nível geral de preços, e permite que sejam feitos ajustes a fim de diminuir a variação do nível geral de preços.

Para a elaboração do modelo de Brownie e Cronin (2007) considera-se que a oferta monetária é exógena e que há uma dotação fixa de bens na economia. São tomados dois tipos de bens na economia, que se diferenciam pelo grau de flexibilidade dos preços: os bens rígidos (S), cujos preços não se ajustam frente a uma variação na oferta monetária até o próximo período; e os bens flexíveis (F), que representam as commodities e que são totalmente flexíveis em ambos os períodos. No que se refere à Teoria Quantitativa da Moeda, os autores consideram que a velocidade da moeda não varia e, por conveniência, é igual a um.

De acordo com este modelo básico devemos esperar que um aumento no estoque monetário tenha o seguinte efeito sobre os preços. Segundo Brownie e Cronin (2007), no primeiro período, dado que uma

parcela de bens tem preços rígidos ( $p_s$ ) não devemos esperar um aumento na demanda por moeda para a compra desses bens (dada uma dotação fixa e invariável no período). Neste sentido, para manter o equilíbrio geral entre os preços, todo volume adicional de moeda deve fluir para o mercado de bens flexíveis ( $p_f$ ), sendo totalmente compensado pelo aumento de preços desses bens. Considerando que estes bens correspondem a apenas uma parcela dos bens na economia, estes devem aumentar mais do que requer o seu equilíbrio no longo prazo para equilibrar o mercado monetário, levando a uma ultrapassagem dos preços dos bens flexíveis no primeiro período.

No segundo período, os preços rígidos são corrigidos em resposta ao novo equilíbrio, causado pelo aumento do estoque monetário. Dado que não houve outro aumento no estoque monetário, o excesso monetário suportado pelo mercado de bens flexíveis agora é drenado pelo mercado de bens rígidos, levando a uma diminuição de  $p_f$ . Partindo da neutralidade da moeda sobre os preços relativos no longo prazo, o aumento esperado dos preços rígidos é igual à proporção do aumento monetário, e os preços flexíveis devem cair até que o crescimento líquido dos preços nos dois períodos seja equivalente ao novo estoque monetário (BROWNIE;CRONIN, 2007, p. 11).

Ao contrário de Frankel (1985;1986) e Hardouvelis (1985), o modelo de Brownie e Cronin (2007) não considera as commodities como armazenáveis. Portanto, há apenas dois bens na economia, como já descrito, e a soma desses bens é igual ao produto total da economia ( $y$ ), assim como o nível geral de preços é a média ponderada dos seus preços, de acordo com as respectivas parcelas de mercado, assim:

$$p = \lambda p_f + (1 - \lambda) p_s \quad \text{aonde, } 0 < \lambda < 1 \quad (3.1)$$

$p$  = nível geral de preços;

$p_f$  = nível de preços flexíveis (commodities);

$p_s$  = nível de preços rígidos (manufaturados); e

$\lambda; (1 - \lambda)$  = peso dos bens flexíveis e rígidos no nível geral de preços.

A relação entre a moeda e o nível geral de preços é dado por:

$$m = py \quad (3.2)$$

Assumimos que esta relação se mantém para os dois períodos, e que, dado que não há variação no produto ( $y$ ), o nível geral de preços se ajusta totalmente às variações do estoque monetário, dada a velocidade da moeda constante.

Consideramos agora um aumento de  $\mu$  por cento na oferta monetária no período  $t$ . A identidade do nível geral de preços estabelecida na equação (3.2) implica num aumento do nível geral de preços  $p_t$  no período  $t$  igual a  $(1 + \mu)p_{t-1}$ . O preço dos bens rígidos não se ajusta até o período seguinte ( $t + 1$ ), mantendo em  $t$  o mesmo nível de preços que possuía em  $t - 1$ , enquanto o preço os bens flexíveis se ajusta livremente, assim:

$$p_t = (1 + \mu)p_{t-1} = \lambda p_{f,t} + (1 - \lambda)p_{s,t-1} \quad (3.3)$$

No período seguinte,  $t + 1$ , os preços dos bens rígidos se ajustam ao seu novo nível de equilíbrio [ $p_{s,t+1} = (1 + \mu_t)p_{s,t-1}$ ], então:

$$p_{t+1} = \lambda p_{f,t+1} + (1 - \lambda)p_{s,t+1} \quad (3.4)$$

Agora, considerando que não ocorreu nenhuma variação no estoque monetário, o nível geral de preços em  $t + 1$  e em  $t$  são iguais. Podemos então estabelecer a igualdade entre os lados direitos das equações (3.3) e (3.4):

$$\lambda p_{f,t} + (1 - \lambda)p_{s,t-1} = \lambda p_{f,t+1} + (1 - \lambda)p_{s,t+1} \quad (3.5)$$

Dado que  $p_{s,t-1}$  é igual a  $p_{s,t}$  e  $p_{f,t+1}$  é igual a  $(1 + \mu)p_{f,t-1}$ , podemos reescrever a equação acima como:

$$\begin{aligned} \lambda p_{f,t} + (1 - \lambda)p_{s,t} &= \lambda(1 + \mu_t)p_{f,t-1} + (1 - \lambda)p_{s,t+1} \\ \Rightarrow (1 - \lambda)\{p_{s,t+1} - p_{s,t}\} &= \lambda\{p_{f,t} - (1 + \mu_t)p_{f,t-1}\} \\ \Rightarrow p_{s,t+1} - p_{s,t} &= \left\{ \frac{\lambda}{1 - \lambda} \right\} \{p_{f,t} - (1 + \mu_t)p_{f,t-1}\} \end{aligned} \quad (3.6)$$

A partir da equação (3.6), de acordo com Brownie e Cronin (2007, p. 13), podemos concluir que a variação que irá ocorrer no nível dos preços rígidos em  $t + 1$  pode ser prevista em  $t$ , considerando que conhecemos a diferença entre o nível atual dos preços flexíveis e o seu valor de equilíbrio de longo prazo, ao qual deve retornar  $[(1 + \mu_t)p_{f,t-1}]$ , o qual depende da variação no estoque monetário em  $t$ ,  $\mu_t$ . Desta forma, para valores positivos de  $\mu_t$ , o lado esquerdo da equação (6) será positivo, o que nos permite concluir que o valor de  $p_{f,t}$  deve ser maior que  $p_{f,t+1}$  [dado que  $p_{f,t+1}$ , o equilíbrio dos preços flexíveis no último período, é igual a  $(1 + \mu_t)p_{f,t-1}$ ]. Comprovando que para um aumento no estoque monetário o nível de preços dos bens flexíveis deve inicialmente ultrapassar seu valor de equilíbrio no próximo período  $t + 1$ . Por fim, infere-se que a extensão dessa ultrapassagem é afetada pelo peso relativo desses bens na economia  $[\lambda/(1 - \lambda)]$ , e que ambos os preços de ajustam totalmente no segundo período proporcionalmente ao aumento no estoque monetário em  $t$ .

Neste modelo os autores utilizam a variável  $M^s$  como variável exógena para representar as variações na política monetária, contudo, para o caso brasileiro, precisamos também inserir a taxa de juros como variável a ser analisada, levando-nos ao modelo de ultrapassem elaborado por Frankel e Hardouvelis (1985) e Frankel (1986), que descreveremos na próxima seção, o qual considera os efeitos da utilização dos juros como principal instrumento de política monetária.

### 3.3 RELAÇÃO DO MODELO COM VARIAÇÕES NA TAXA DE JUROS

Assim como Brownie e Cronin (2007), o modelo elaborado por Frankel e Hardouvelis (1985) e Frankel (1986) trabalha com dois preços, o preço das commodities básicas e o preço dos manufaturados, ambos na forma logarítmica. Por simplificação o modelo considera todas as commodities de forma agregada e homogêneas. A principal diferença é a possibilidade de armazenamento das commodities, o que a torna mais similar a um ativo do mercado financeiro e, desta forma, as sujeitam à seguinte condição:

$$i = \dot{p}_f^e - sc \quad (3.7)$$

$\dot{p}_f^e$  = taxa de variação esperada do preço das commodities<sup>2</sup>;

$sc$  = custo de armazenagem; e

$i$  = taxa de juros nominal de curto prazo.

Trazendo o custo de armazenagem para o lado esquerdo da equação (3.7), temos a condição de arbitragem que estabelece que o ganho esperado do mantenedor das commodities deve se igualar ao seu custo de armazenagem mais a taxa de juros no período. Esta relação é muito explorada pela Teoria da Estocagem. De acordo com Pereira (2009), esta teoria busca explicar a diferença entre os preços do mercado à vista e futuro das commodities. De acordo com esta teoria o detentor da mercadoria física irá mantê-la até os preços à vista alcançarem patamares favoráveis. Contudo, para que isto ocorra, “o benefício marginal do aumento de preços exceder o custo de estocagem” (PEREIRA, 2009, p.29).

---

<sup>2</sup> Para padronizar as notações utilizadas por Brownie e Cronin (2007) em relação às utilizadas por Frankel (1986), foram substituídas as notações originais deste, passando de  $m$  para  $s$ , para os bens manufaturados, e de  $c$  para  $f$ , para as commodities.

Nota-se, portanto, que Frankel (1986) assume o prêmio de risco como zero ou já incluído no custo de armazenagem.

Por outro lado, os preços dos manufaturados são considerados fixos, ajustando-se gradualmente ao seu nível de longo prazo, de acordo com a seguinte curva de Phillips expandida,

$$\dot{p}_s = \pi(d - \bar{y}_s) + \mu \quad (3.8)$$

$\dot{p}_s$  = taxa de variação dos preços dos manufaturados;

$d$  = é o logaritmo da demanda por manufaturas;

$\bar{y}_s$  = é o logaritmo do produto potencial deste setor;

$\mu$  = é o termo que representa a taxa de inflação esperada, ou a taxa esperada de crescimento monetário; e

$\pi$  = é a taxa de sensibilidade da inflação dos preços manufaturados ao excesso de demanda.

E o excesso de demanda da demanda por bens manufaturados, representados pela diferença  $(d - \bar{y}_s)$  é uma função crescente da diferença entre os preços das commodities e dos bens manufaturados e decrescente em relação aos desvios da taxa real de juros. Assim,

$$d - \bar{y}_s = \delta(p_f - p_s) - \sigma(i - \mu - \bar{r}) \quad (3.9)$$

Segundo Frankel (1986),  $\bar{r}$  pode ser qualquer constante, e o equilíbrio de longo prazo é definido quando não há excesso de demanda por bens manufaturados e os preços relativos das commodities e dos bens manufaturados alcançam a relação de equilíbrio de longo prazo  $(\bar{p}_f - \bar{p}_s)$ , que por conveniência é definida em zero, na forma logarítmica, e a taxa de juros real de equilíbrio se estabelece  $\bar{r}$ .

Substituindo (3.9) em (3.8), obtemos:

$$\dot{p}_S = \pi[\delta(p_f - p_S) - \sigma(i - \mu - \bar{r})] + \mu \quad (3.10)$$

O equilíbrio no mercado monetário é dado por

$$m - p = \phi y - \lambda i \quad (3.11)$$

Dado que o nível de preços geral é definido pela média ponderada dos níveis de preços dos bens manufaturados e das commodities, podemos reescrever (3.11) como:

$$m - \alpha p_S - (1 - \alpha) p_f = \phi y - \lambda i \quad (3.12)$$

A partir de (3.12), a equação de demanda no longo prazo deve ser dada por:

$$\bar{m} - \alpha \bar{p}_S - (1 - \alpha) \bar{p}_f = \phi y - \lambda(\bar{r} + \mu), \quad \text{dado } \bar{i} - \mu = \bar{r} \quad (3.13)$$

A partir deste conjunto de equações, e após diversas operações, Frankel (1986) obtém as equações que determinam o comportamento da taxa de variação dos preços das commodities e dos manufaturados, sendo as seguintes:

$$\begin{aligned} \dot{p}_S &= -\theta(p_S - \bar{p}_S) + \mu \\ \dot{p}_f &= -\theta(p_f - \bar{p}_f) + \mu + \bar{r} + sc \end{aligned} \quad (3.14)$$

Em (3.14) temos a reação já descrita anteriormente, quando alcançado o equilíbrio, a taxa de inflação dos bens manufaturados equivalem à taxa de crescimento monetário  $\mu$ , e de (3.7), que a taxa de inflação dos preços das commodities deve compensar não só a inflação, como a taxa de juros nominal do período  $(\mu + \bar{r})$  e o custo de armazenagem  $sc$ . Sendo que  $\theta$  é a raiz característica negativa, entre as duas raízes características obtidas pela resolução do conjunto das equações diferenciais da taxa de variação dos preços das commodities e dos bens manufaturados, e representa a velocidade em que os preços retornam ao equilíbrio de longo prazo após um choque monetário. E num caso especial, em que os bens manufaturados são perfeitamente flexíveis, tanto  $\pi$ , que é a resposta dos preços manufaturados ao excesso de demanda, quanto  $\theta$ , serão infinitos, e todo o sistema de equações se ajusta ao seu equilíbrio de longo prazo instantaneamente (FRANKEL, 1986, p. 347).

A partir da condição de arbitragem estabelecida em (3.7), isolando a taxa de variação esperada  $\dot{p}_f^e$ , e substituindo na taxa de variação dos preços das commodities obtida em (3.14), obtemos a seguinte equação:

$$p_f = \bar{p}_f - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (3.15)$$

A partir de (3.15), podemos inferir que uma alteração na política macroeconômica que leva a um aumento (diminuição) da taxa real de juros  $(i - \mu)$  acima (abaixo) do seu nível de equilíbrio no longo prazo, faz com que o nível de preço das commodities  $p_f$  fique abaixo (acima) do seu nível de equilíbrio no longo prazo  $\bar{p}_f$ , confirmando assim a expectativa de ultrapassagem dos preços das commodities. Além disso, deve-se observar que quanto maior a velocidade de ajuste dos preços  $\theta$ , menor será a reação dos preços das commodities, neste sentido, quando menor for a velocidade de ajuste dos preços manufaturados ( $\pi$  com o qual  $\theta$  está diretamente relacionado), maior

será o efeito de ultrapassagem observado no mercado de commodities (FRANKEL, 1986).

De acordo com Frankel (1986), no longo prazo todos os preços relativos são determinados por fatores reais, assim, temos as seguintes identidades:

$$\bar{p}_f = \bar{p}_s = \bar{p} = \bar{m} - \phi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu) \quad (3.16)$$

Substituindo (3.16) em (3.15), obtemos:

$$p_f = \bar{m} - \phi\bar{y} + \lambda(\bar{r} + \mu) - \frac{1}{\theta}(i - \mu - \bar{r}) \quad (3.17)$$

A partir de (3.17) temos um modelo completo, em que é possível verificar tanto o efeito da taxa real de juros quanto do aumento da taxa de crescimento da oferta monetária sobre o nível de preços das commodities.

## 4 ABORDAGEM ECONOMETRICA DO MODELO

A partir dos trabalhos teóricos de Brownie e Cronin (2007) e de Frankel (1986;2006) e Frankel e Hardouvelis (1985), bem como das análises empíricas de Garner (1989), Sephton (1991) e Mills e Cody (1991), buscaremos analisar o papel que o mercado de commodities pode desempenhar na condução da política monetária, a partir do seu potencial na previsão do nível geral de preços, ou até mesmo como variável a ser utilizada como meta intermediária da política monetária. Todas as análises das referências supracitadas foram realizadas tendo por base a economia dos Estados Unidos, excetuando o trabalho de Frankel (2006), que faz breve referência a diversos países ao tratar da aplicação do seu modelo em outras economias. No Brasil, os trabalhos relacionados ao mercado de commodities buscam analisar apenas este mercado, seja através do comportamento dos preços das principais commodities, das causas de variação nos preços ou de modelos de precificação das commodities. Estes trabalhos não consideram, portanto, a importância dos preços das commodities sobre a condução da política monetária, pelo menos não tratam este assunto como ponto central das pesquisas realizadas. Neste sentido, a presente pesquisa busca preencher esta lacuna, pois considera que as commodities possuem um papel de grande relevância na economia mundial, notadamente dos países em desenvolvimento, em que pese à participação na pauta de exportação desses países.

Seguindo Stock e Watson (2001), com relação à construção de um modelo macroeconômico, dividimos este capítulo em quatro objetivos principais: (i) descrever os dados macroeconômicos utilizados; (ii) quantificar as relações macroeconômicas; (iii) realizar previsões sobre variáveis selecionadas; e (iv) e, por fim, auxiliar a elaboração da política macroeconômica.

### 4.1 DEFINIÇÃO DAS HIPÓTESES E ANÁLISE DESCRITIVA DOS DADOS

A partir dos modelos de ultrapassagem expostos no capítulo anterior, iremos testar duas hipóteses principais: primeiro, se o comportamento futuro do nível de preços em geral pode ser explicado

pelos desvios dos preços das commodities com relação ao seu nível de equilíbrio no longo prazo, e segundo, se os preços das commodities respondem mais rapidamente a choques não antecipados na política monetária.

Para testarmos estas hipóteses iremos utilizar os seguintes dados:

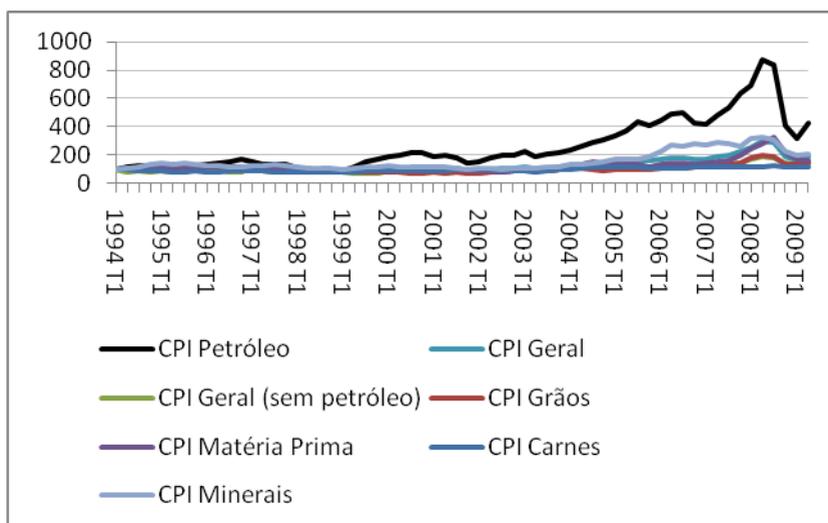
- IPCA – Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, IBGE.
- IPCA<sup>adm</sup> - Preços Monitorados (administrados). O índice de preços monitorados engloba: IPTU, taxa de água e esgoto, gás de bujão, gás encanado, energia elétrica residencial, ônibus urbano, ônibus intermunicipal, ônibus interestadual, *ferry-boat*, avião, metrô, navio, barco, táxi, trem, emplacamento e licença, pedágio, gasolina, álcool, óleo, óleo diesel, plano de saúde, cartório, jogos lotéricos, correios, telefone fixo, telefone público e telefone celular.; (IPEA)
- IPCA<sup>livres</sup> - Preços Livres. O índice de preços livres exclui os preços monitorados; (IPEA)
- CPI – Índice Geral de Preços das Commodities, IPEA. [grãos, oleaginosas e frutas; matérias primas; alumínio; petróleo e derivados; geral sem petróleo e geral]; (IPEA)

M1 - Meios de pagamento (Média). Moeda em seu conceito restrito, que engloba os depósitos à vista e o papel moeda em poder do público; (BACEN)

- i.a – Taxa de juros - Selic acumulada no mês anualizada (cód. 4189/ SGST Bacen);
- i.m - Taxa de juros - Selic acumulada no mês (cóg. 4390/ SGST BACEN);
- Índice de Preços de Manufaturados – Exportação (FUNCEX12\_XPM12);
- Índice de Preços por Atacado – IPA, origem produtos industriais; (FGV)
- E – Taxa de câmbio - R\$ / US\$ - comercial - compra – média
- PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões) (cód. 4380/ SGST BACEN)

Quanto ao período, a análise descritiva dos dados irá considerar um período mais amplo, para que possamos observar o comportamento histórico dessas variáveis, enquanto a análise econométrica tomará

apenas o período de julho de 1999 - início do RMI-, a outubro de 2008 - início da crise financeira que se iniciou nos Estados Unidos-, totalizando 112 observações<sup>3</sup>. Quanto aos diversos grupos de commodities, cabe destacar que, dada a estrutura do mercado de commodities, de acordo com Browne e Cronin (2007), é mais adequado testar a utilização de índices de preços de diferentes grupos de commodities [(i) grãos, oleaginosas e frutas; (ii) matérias primas; (iii) alumínio; (iv) petróleo; (v) geral sem petróleo e (vi) geral<sup>4</sup>] para que possamos observar se algum destes possui maior poder de explicação do comportamento do nível de preços ao consumidor.



**Gráfico 2 – Comportamento de diversas commodities (Trimestral, Base: 1994.01)**

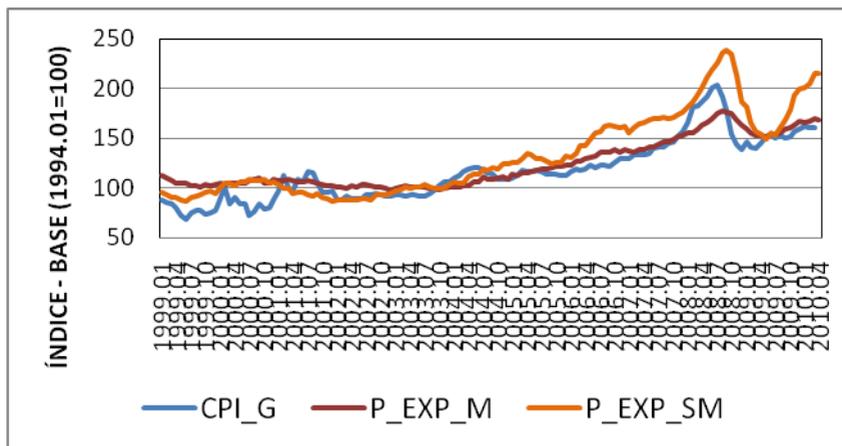
Fonte: IPEADATA

O gráfico acima traça o caminho de todos os preços das commodities selecionadas a partir do primeiro trimestre de 1994 até o

<sup>3</sup> Dado que não contribuem para a compreensão das análises que serão realizadas, os testes que verificaram a presença de quebra estrutural, bem como os resultados, estão descritos na parte final do trabalho.

<sup>4</sup> O uso do Índice Geral de Preços das Commodities leva em consideração apenas as commodities mais importantes para o mercado brasileiro, tomando por base a relação destas com o Índice de Preços por Atacado.

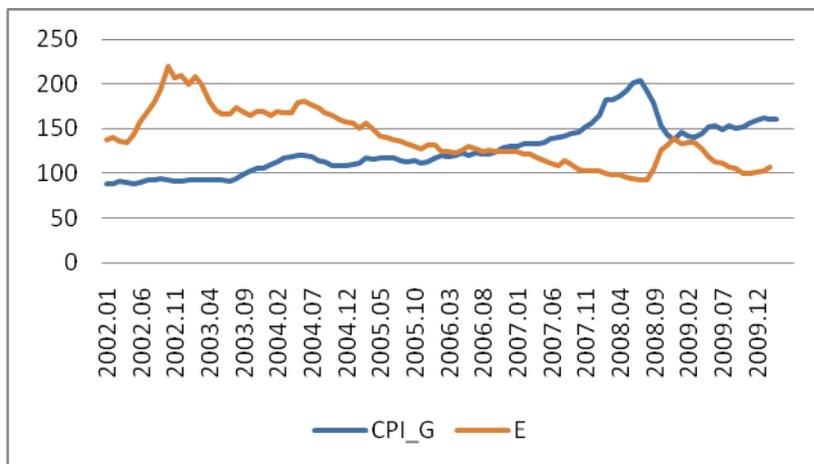
segundo trimestre de 2009, sendo todos os índices transformados para base no início do período. É possível observar que o petróleo é a commodity que mais destoa das demais, justificada, segundo Pereira (2009, pg. 73), pela diferenciação deste mercado com relação aos demais, tal como uma maior pressão da demanda (impulsionada por Índia e China), a diminuição do EROEI (*Energy Return Over Energy Invested*), ou seja, o ganho energético obtido através da exploração do petróleo é cada vez menor, dado a necessidade de explorá-lo em locais de difícil acesso (como o pré-sal no Brasil), agravado pelas características monopolistas na formação de preços. O impacto desta maior volatilidade do petróleo fica mais evidente quando comparamos o índice geral de preços das commodities com e sem petróleo, enquanto o primeiro alcança o pico de 300, durante a crise financeira do segundo semestre de 2008, o segundo alcança 183. Neste sentido, de acordo com o objetivo de prever o comportamento futuro dos preços em geral, a análise descritiva dos índices sugere que, ao trabalhar com o índice geral das commodities, utilizemos o índice sem o petróleo. Contudo, o índice de preços do petróleo parece ser a commodity com maior período de antecipação, implicando, portanto, numa relação de custo-benefício entre a acuidade da mensuração e a maior antecipação dos choques.



**Gráfico 3 – Comportamento do CPI Geral, Preços de Manufaturados e Semi-Manufaturados (Mensal, Base: 1994.01)**

Fonte: IPEADATA

A partir do gráfico 3, é possível observar que a forte queda do índice geral – sem petróleo do preço das commodities, em 2008.06, antecipa a queda que irá ocorrer nos preços dos manufaturados, em 2008.08, e nos preços dos semi-manufaturados, em 2008.09. De acordo, portanto, com o comportamento definido pelo modelo de ultrapassagem descrito anteriormente.

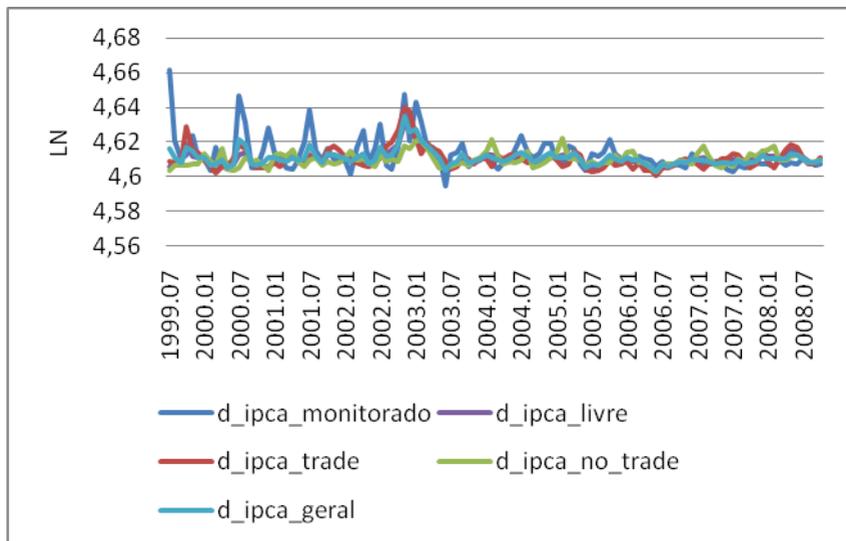


**Gráfico 4 – Comportamento das commodities e do câmbio nominal (mensal, Base: 1994.01)**

Fonte: IPEADATA

Como já foi exposto neste trabalho, a teoria de ultrapassagem dos preços das commodities toma como referência o modelo de ultrapassagem do câmbio elaborado por Dornbusch (1976). Assim, o gráfico 4 confirma a idéia proposta por Frankel (1986), de que o mercado de commodities se assemelha ao mercado de câmbio, dada a flexibilidade de seus preços e o modo pelo qual são negociados, além de evidenciar a relação inversa de ambos.

Por fim, devemos observar o comportamento da variação do IPCA dentro do período selecionado, comparado à variação dos seus subgrupos.



**Gráfico 5 – Comportamento da variação do IPCA e seus subgrupos (Monitorados, Livres, Comercializáveis, Não-Comercializáveis (mensal, Base: 1994.01)**

Fonte: IPEADATA

Podemos observar no gráfico 5 que os subgrupos apresentam variação semelhantes, com uma tendência de diminuição ao longo do período. Demonstrando que a política de estabilização de preços vem obtendo sucesso nos últimos anos.

Após a observação das variáveis, cabe agora mensurar as suas relações com base no modelo proposto.

#### 4.2 PROCESSOS ESTOCÁSTICOS DE RAIZ UNITÁRIA: TESTES ADF E PP

Para analisar a relação entre as variáveis do modelo proposto, precisamos definir se as séries são estacionárias, ou, caso contrário, como transformá-las em séries estacionárias. De acordo com Gujarati (2004, pg. 797), “a stochastic process is said to be stationary if its mean and variance are constant over time and the value of the covariance between the two time periods depends only on the distance or gap or lag

between the two time periods and not the actual time at which the covariance is computed”.

Estas características possibilitam a elaboração de um modelo de previsão das séries estacionárias, pois a média, a variância e a covariância não dependem do tempo (*time invariant*), o que faz com que a série sempre reverta à sua média.

A análise de estacionariedade de uma série estocástica é feito através do teste de raiz unitária, sendo os procedimentos mais utilizados os elaborados por Dickey e Fuller (1979) e de Phillip e Perron (1988). A importância do teste de raiz unitária, na economia, justifica-se pela implicação teórica dos modelos que pressupõem o uso racional das informações disponíveis pelos agentes econômicos, sendo assim, os testes estatísticos que detectam a presença de raiz unitária auxiliam os economistas a identificar a natureza do comportamento não estacionário que a maioria das séries econômicas exibe (PHILLIPS; PERRON, 1988, p.335).

Uma extensão do teste DF é o teste DF aumentado, ADF (augmented Dickey-Fuller). O teste ADF busca contornar a principal limitação do teste DF, que é a pressuposição de que os resíduos  $\mu_t$  são independentes e identicamente distribuídos, admitindo a possibilidade de correlação serial dos resíduos e adicionando valores defasados das variações do regressando. Já Phillips e Perron (1988) utilizam métodos estatísticos não paramétricos para superar esta limitação, sem a necessidade de adicionar valores defasados da diferença, e, assintoticamente, a distribuição do teste PP segue a mesma distribuição do teste ADF, a diferença está no método utilizado para o cálculo da estatística  $t$  de cada teste.

Além dos diferentes tipos de equações estacionárias, outro ponto fundamental no teste de presença de raiz unitária é a definição do número de defasagens da equação. Para selecionar o modelo que possui o melhor ajuste, bem como o número de defasagens, são utilizados dois modelos de seleção principais: o Akaike Information Criterion (AIC) e o Schwartz Bayesian Criterion (SBC).

A partir desses procedimentos, construímos a tabela 2 com os testes de raiz unitária para as variáveis que serão utilizadas à frente.

Na tabela 2, optamos por descrever apenas os testes relacionados às equações propostas por Dickey e Fuller (1979) na forma

aumentada, com constante (Tipo 1) e com constante e tendência (Tipo 2), dado que as variáveis econômicas são em grande parte *Trend Stationary* (TD), ou *Difference Stationary* (DS). E todas as variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, com exceção da SELIC (Atualizada). Além disso, optamos por não descrever o resultado de todas as variáveis relativas a todos subgrupos dos preços das commodities e do IPCA, por entender que os gráficos demonstraram o comportamento semelhante entre essas variáveis.

A partir da tabela 2, pode-se inferir que todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença, ou seja, são integradas de ordem um  $I(1)$ . Como veremos a seguir, possuir a mesma ordem de integração é fundamental para que possamos verificar se duas variáveis são cointegradas. As ordens de integração das variáveis IPCA e CPI estão de acordo com os resultados obtidos por Brownie e Cronin (2007), ambas são  $I(1)$ , o que possibilita testarmos se são cointegradas. Este resultado contraria aqueles obtidos por Sephton (1991) e Mills e Cody (1991), pois nos trabalhos desses autores o índice de preços do consumidor utilizado é  $I(2)$  e o preço das commodities é  $I(1)$ . As implicações dessa diferença serão expostas a seguir.

**Tabela 2 - Testes de Raiz Unitária (ADF, PP)**

	Eq.	ADF	PP	SBC	
$\Delta \ln$ (IPCA)	1	-4,97	-5,00	0	
	2	-5,08	-5,12	0	
$\Delta \ln$ (CPI_Geral)	1	-5,81	-5,81	0	
	2	-5,73	-5,73	0	
$\Delta \ln$ (CPI_Petróleo)	1	-8,34	-8,34	0	
	2	-8,29	-8,29	0	
$\Delta \ln$ (P_EX_M)	1	-11,47	-11,47	0	
	2	-12,69	-12,69	0	
$\Delta \ln$ (P_EX_SM)	1	-5,52	-9,54	0	
	2	-10,09	-10,09	0	
$\Delta \ln$ (E)	1	-5,58	-5,58	0	
	2	-5,47	-5,47	0	
$\Delta \ln$ (M1)	1	-5,96	-5,96	0	
	2	-6,39	-6,39	0	
$\Delta$ SELIC (Anualizada)	1	-3,65	-3,86	0	
	2	-3,63*	-3,84*	0	
$\Delta \ln$ (Y Mensal)	1	-3,90	-11,21	11	
	2	-3,87*	-11,16	11	
<b>Eq. Tipo 1</b>	nível		<b>Eq. Tipo 2</b>	nível	
Constante	1%	-3,490	Constante	1%	-4,043
	5%	-2,888	Tendência	5%	-3,451
	10%	-2,581		10%	-3,151

\* Não significantes a 1%

### 4.3 VETORES AUTO-REGRESSIVOS (VAR) E PROCESSOS DE COINTEGRAÇÃO

De acordo com Gujarati (2004), a regressão entre duas variáveis não estacionárias  $I(1)$  poderia resultar em uma regressão espúria, isto é, uma regressão que apresenta significância estatística, mas que sabemos que não há nenhuma relação empírica que fundamente esta relação. Neste sentido, para analisar a relação de longo prazo entre variáveis de mesma ordem de integração, recomenda-se verificar se as séries são cointegradas.

A partir de Harris (1995, p. 52), considerando uma equação simples entre duas séries,  $[y_t = \beta x_t + \varepsilon_t]$ , em que tanto  $y_t$  quanto  $x_t$  são  $I(d)$ , e existe um vetor  $\beta$ , tal que os resíduos das séries sejam integrados de ordem inferior a  $d$ ,  $I(d-b)$ , em que  $b > 0$ , na definição de Engle e Granger (1987),  $y_t$  e  $x_t$  são cointegradas de ordem  $(d, b)$ , assim, se  $y_t$  e  $x_t$  são ambas  $I(1)$  e seus resíduos  $I(0)$ , as duas séries são cointegradas de ordem  $CI(1, 1)$ . De acordo com Gujarati (2004), economicamente, duas variáveis serão cointegradas se houver um equilíbrio de longo prazo entre ambas.

De acordo com Enders (2004, p. 347), embora o procedimento elaborado por Engle e Granger (1987) seja de fácil aplicação, este possui várias deficiências. O método de Engle-Granger requer que o pesquisador utilize apenas uma variável dependente na equação de equilíbrio de longo prazo. Neste caso, considerando duas variáveis endógenas e, portanto, duas equações, temos que, assintoticamente, o teste de raiz unitária para os resíduos da primeira equação ( $e_{1t}$ ) equivale ao teste de raiz unitária dos resíduos da segunda equação ( $e_{2t}$ ), contudo, as propriedades da teoria assintótica não se aplicam às amostras disponíveis aos economistas. Assim, é possível que no conjunto de equações do teste EG, uma das equações indique cointegração enquanto a outra não. Esta deficiência agrava-se no caso de três ou mais variáveis, além disso, sabemos que no caso de três ou mais variáveis pode haver

mais do que um vetor de cointegração, e o método de Engle-Granger não tem um procedimento sistemático para separarmos estimativas de múltiplos vetores de cointegração. Outra limitação deste método, é que este depende de dois passos, gerar a séries de resíduos para depois analisar sua estacionariedade, assim, qualquer erro no primeiro passo acarreta em erro no passo seguinte.

Os estimadores por Máxima-Verossimilhança de Johansen (1988) e de Stock e Watson (1988) suprimem a necessidade de dois passos e possibilitam a estimar a presença de múltiplos vetores. Ambos os métodos dependem fortemente da relação entre o rank (posto)<sup>5</sup> da matriz e sua raízes características.

A partir do o método de cointegração de Johansen, após a análise de raiz unitária das séries, podemos analisar a relação de curto e de longo prazo entre as variáveis que compõem o modelo proposto por Brownie e Cronin (2007) e por Frankel (1986) e Frankel e Hardouvelis (1985).

Considerando que o foco do trabalho está na relação entre os preços das commodities e do IPCA, antes de analisarmos os dois modelos de ultrapassagem, cabe verificar as relações de curto e de longo prazo existentes entre as duas variáveis. A relação de longo prazo se verifica a partir do teste de cointegração, pois irá confirmar se a relação entre os dois preços converge a um equilíbrio de longo prazo. Cabe destacar, que embora o modelo de ultrapassagem defina uma relação de cointegração entre os preços das commodities, com os bens manufaturados e o nível de preços em geral, como definido na equação  $\alpha_1 \bar{p}_f = \alpha_2 \bar{p}_s = \alpha_3 \bar{p} = \alpha_4 [\bar{m} - \bar{\phi}y + \lambda(\bar{r} + \mu)]$ , esta relação não foi confirmada pelos trabalhos de Boughton e Branson (1988), Garner (1989), Sephton (1991) e Cody e Mills (1991), aplicados para os EUA. Nos casos em que o teste de Johansen indica que os preços das commodities não são cointegrados com o IPCA, pode-se inferir que não há uma tendência comum entre o nível de preços ao consumidor e das commodities, neste sentido, quaisquer mudanças nos preços relativos têm efeitos permanentes.

---

<sup>5</sup> “Se o número máximo de linhas independentes linearmente que pode ser achado em uma matriz é  $r$ , diz-se que o seu ponto (rank) é  $r$ .” (CHIANG, 2004, p. 86)

Cabe destacar que nos trabalhos supracitados a hipótese de cointegração entre CPI e IPCA é rejeitada já no teste de raiz unitária, pois nestes resultados a ordem de integração do CPI é  $I(1)$ , enquanto do IPCA é  $I(2)$ , o que já impossibilita a cointegração entre as séries. No entanto, tanto no trabalho de Brownie e Cronin (2007) quanto na tabela 2, apresentada anteriormente, ambos os índices são integrados de mesma ordem, possibilitando que seja realizado o teste de cointegração. Os resultados deste teste estão na tabela 3 a seguir.

De acordo com o gráfico 4, o câmbio tem uma forte relação inversa com os preços das commodities, e com a flexibilização da taxa de câmbio em janeiro de 1999, o câmbio parece compensar as variações nos preços das commodities, suavizando o seu impacto sobre os preços domésticos. Esta relação entre o câmbio e os preços das commodities vai de encontro à Teoria do Preço Único (Law of One Price), segundo a qual “pode-se escrever o preço doméstico do produto agrícola como função do preço internacional da *commodity* agrícola, da taxa de câmbio nominal e da política comercial adotada<sup>6</sup>”. A partir deste modelo, deve-se esperar uma apreciação da moeda doméstica frente a um aumento dos preços internacionais, é isto que se observa no gráfico 4.

A partir disso, e devido à forma de construção do índice de preços das commodities em dólares<sup>7</sup>, verificou-se a necessidade de transformar o índice de preços das commodities em moeda doméstica, contudo, continuaremos a nos referir ao índice apenas como CPI. A relação com os preços dos produtos manufaturados no mercado doméstico dar-se-á a partir do Índice de Preços por Atacado Origem Produtos Industriais – IPA industriais (como iremos utilizar apenas este grupo do IPA, passamos a nos referir ao índice apenas por IPA). Os resultados estão na tabela 3 a seguir.

A partir da tabela 3, verificamos que há evidências de cointegração entre os preços das commodities CPI com o nível de preços em geral IPCA e os preços manufaturados IPA-Industriais. Os testes de cointegração sugerem, portanto, que há uma relação de longo

---

<sup>6</sup>  $P_{it} = P_{it}^* E_t$ , Preço doméstico do produto  $i$  em  $t$ , é igual ao Preço mundial do produto  $i$  em  $t$  vezes a taxa de câmbio em  $t$ , ver Margarido (2004) e Dornbusch (1987).

<sup>7</sup> Para maiores informações sobre processo de elaboração do índice de preços das commodities, consultar Souza (1999), BOLETIM CONJUNTURAL N° 47, OUTUBRO/99 do IPEA.

prazo entre as séries, como definida em (3.16), e possibilita a construção de um mecanismo de correção de erro (ECM – *Error Correction Mechanism*), isto é, um termo que corrige os desvios das séries trazendo-as para o seu equilíbrio de longo prazo.

Na próxima seção iremos tratar da relação de Longo Prazo entre as variáveis, isto é, se realmente existe uma inter-relação entre o comportamento dos preços das commodities e o nível geral de preços, e destes com os instrumentos de política monetária.

#### 4.4 ANÁLISE DE LONGO PRAZO ENTRE OS PREÇOS E A POLÍTICA MONETÁRIA

Nesta seção iremos tratar das relações que se estabelecem entre as variáveis no Longo Prazo, partindo dos modelos de Brownie e Cronin (2007), num primeiro momento, e depois analisaremos o modelo de Frankel e Hardouvelis (1985).

##### 4.4.1 Modelo de ultrapassagem de Brownie e Cronin

De acordo com Brownie e Cronin (2007), iremos construir VAR com as variáveis endógenas representadas pelo vetor  $x_t = (ipca, cpi, m1, Y)'$ . De acordo com estes autores, devemos encontrar dois vetores de cointegração, com o IPCA e o CPI Geral sendo cointegrados com M1 e Y.

Assim como em Brownie e Cronin (2007), a tabela 4 indica a existência de dois vetores de cointegração. A existência de dois vetores de cointegração não garante a comprovação do modelo. Para verificar se os vetores de cointegração refletem uma determinação monetária de longo prazo sobre os preços das commodities e dos consumidores, temos que impor as seguintes restrições sugeridas pelo modelo de Brownie e Cronin: o parâmetro do IPCA=1 e do CPI=0 no primeiro vetor, e o inverso no segundo vetor, o intuito é verificar a relação de cada variável dependente com relação ao estoque monetário de forma separada. Como se observa estas restrições impõe a condição de que os

dois vetores de cointegração encontrados pelo teste do traço e de máximo auto-valor, da tabela 4, refletem justamente a relação estacionária de longo prazo entre o estoque monetário (M1) e o produto (PIB) com os preços do consumidor (IPCA) no vetor 1, e com o preço das commodities (CPI) no vetor 2. Sem estas restrições, não teríamos garantia de dois vetores linearmente independentes encontrados pelo teste de Johansen, referem-se às relações estabelecidas pela teoria. Os resultados obtidos estão descritos na tabela 5.1.

A partir da tabela 5, verificamos que os vetores de cointegração não sustentam a restrição imposta, no caso do IPCA os coeficientes não refletem a teoria, pois a relação de longo prazo entre a oferta monetária e dos preços é negativa.

Omoto, Dias e Dias (2008, p.5), partindo da análise de diversos modelos VAR para verificar o efeito da política monetária sobre os preços, afirmam que “alguns trabalhos apresentaram o problema de *price puzzle*, ou seja, os preços aumentaram após um choque restritivo”. Stock e Watson (2001), ao tratarem de problemas que podem surgir nas inferências resultantes de um modelo VAR estrutural, cita o mesmo problema de *price puzzle*, que, segundo os autores, está relacionada a uma omissão de variáveis. pois caso estas variáveis omitidas tenha uma correlação com as variáveis incluídas no modelo, haverá um viés da variável omitida, pois as variáveis omitidas acabam fazendo parte do termo de erro e incorretamente influenciará os choques históricos utilizados para estimar a respostas das variáveis endógenas na função impulso. De acordo com Stock e Watson (2001), no que tange ao problema específico do *price puzzle*, o erro de especificação dos modelos VAR's está na orientação para trás (*backward-looking*), enquanto a orientação da equação de reação do banco central seria para frente (*forward-looking*), o que leva a omissão, no primeiro modelo, de uma variável de previsão da inflação futura. Neste sentido, considerando a capacidade de previsão da inflação futura dos preços das commodities, muitos autores têm recorrido a esta variável nos modelos VAR para solucionar este problema (STOCK; WATSON, 2001; DUEKER, 2002; OMOTO; DIAS; DIAS, 2008).

**Tabela 3 - Teste de Cointegração de Johansen CPI com IPCA e CPI com IPA**

Estatística	H1	IPCA			IPA Industriais			valores críticos
		0	1-2	1-3	0	1-2	1-3	5%
<i>trace</i>	r>0	66,13*	21,28*	19,11*	109,68*	17,87*	16,2*	15,49
	r>1	3,25	2,25	1,51	3,25	1,25	1,03	3,84
<i>max</i>	r=1	62,88*	1,03*	17,6*	106,4*	16,62*	15,71*	14,26
	r=2	3,25	2,25	1,51	3,25	1,25	1,03	3,84
Vetores		1	1	0	1	1	1	

\* significante a 5%

<b>Tabela 4 - Teste de Cointegração de Johansen <math>x=[\text{IPCA}, \text{CPI}, \text{M1}, \text{Y}]</math></b>					
Estatística	H1	Defasagens			valores críticos
		0	1-2	1-3	5%
<i>trace</i>	$r > 0$	174,85	66,32	60,91	47,86
	$r > 1$	79,80	32,60	31,14	29,80
	$r > 2$	9,00	11,73	11,69	15,49
<i>max</i>	$r = 1$	95,05	33,72	29,77	27,58
	$r = 2$	70,80	20,87	19,45	21,13
	$r = 3$	6,60	10,81	11,68	14,26
Vetores		2	2	2	

<b>Tabela 5 - Vetores de Correção de Erro (VEC) identificados - CPI e IPCA</b>				
<b>Restrições impostas à matriz <i>Beta</i></b>	<b>IPCA</b>	<b>CPI</b>	<b>M1</b>	<b>PIB</b>
IPCA [B(1,1)=1, B(1,2)=0]	1,00 (0.00000)	0,00 (0.00000)	0,52 (0.08534)	-1,02 (0.06922)
CPI [B(2,1)=0, B(2,2)=1]	0,00 (0.00000)	1,00 (0.00000)	1,70 (0.33890)	-2,24 (0.27487)

#### 4.4.2 Modelo de ultrapassagem de Frankel e Hardouvelis

Com a discussão apresentada no início do trabalho, quando tratados os modelos de análise da política monetária, verificou-se que, de acordo com o modelo de análise empírica proposto por Taylor, a instabilidade e difícil mensuração dos agregados monetários levaram os economistas a trabalhar principalmente com os preços do mercado financeiro na elaboração dos modelos empíricos de análise. Neste sentido, a análise proposta por Brownie e Cronin (2007) sofre uma grande limitação no que tange aos testes de suas hipóteses, pois considera principalmente a relação dos preços com os choques na oferta monetária. Neste sentido, o modelo de Frankel, por trabalhar com a reação dos preços do mercado de bens aos preços do mercado financeiro, se ajusta melhor ao modelo proposto por Taylor.

A partir do modelo de Frankel e Hardouvelis (1985) e do modelo de análise empírica proposto por Taylor (1995), iremos construir VAR com as variáveis endógenas representadas pelo vetor  $x_t = (IPA, CPI, r)'$ , que representam respectivamente: os preços rígidos (IPA), os preços flexíveis (CPI) e a taxa de juros real mensal. O objetivo aqui é verificar a relação dos preços apenas com relação à taxa de juros, para que possamos comparar com os resultados do modelo VAR apresentado anteriormente.

Tabela 6 - Teste de Cointegração de Johansen

X =[IPA; CPI; r]							
Estatística	H1	Defasagens das diferenças					valores críticos
		0	1-2	3-3	6-6	12-12	5%
<i>trace</i>	r>0	202,47	46,37	124,32	181,60	181,78	35,19
	r>1	20,52	22,45	21,23	32,04	16,88	20,26
	r>2	7,59	5,02	5,12	7,65	2,98	9,16
<i>max</i>	r=1	181,95	23,92	103,09	149,56	164,90	22,30
	r=2	12,94	17,43	16,10	24,39	13,90	15,89
	r=3	7,59	5,02	5,12	7,65	2,98	9,16
Vetores		2	2	2	2	1	

\* Teste de cointegração considerando Equação de cointegração com intercepto (sem tendência) e VAR sem intercepto

**Tabela 7 - Vetores de Correção de Erro (VEC) identificados**

Restrições em BETA	IPA	CPI	r	C
Coint. Eq. 1 [B(1,1)=1, B(1,2)=0]	1,00 (0,00000)	0,00 (0,00000)	0,91 (0,10289)	4,22 (1,27914)
Coint. Eq. 2 [B(2,1)=0, B(2,2)=1]	0,00 (0,00000)	1,00 (0,00000)	0,92 (0,10003)	1,27 (1,24359)
Coeficientes de ajuste ALFA	D(IPA)	D(CPI)		
Coint. Eq. 1	-0,04 (0,01473)	0,36 (0,11932)		
Coint. Eq. 2	0,04 (0,01397)	-0,46 (0,11316)		

(.) Desvio Padrão

De acordo com a tabela 6, em diferentes defasagens, o modelo VAR apresenta dois vetores de cointegração entre as variáveis selecionadas. De acordo com a equação (3.14), devemos impor as restrições necessárias ao modelo VAR para testar as hipóteses de cointegração entre o CPI os juros reais, e o IPA com os juros reais.

Para construir a tabela 7 foram inseridas restrições, a partir de um VAR(3), que buscam identificar os dois vetores de cointegração e testar se estes refletem a relação de longo prazo entre os preços das commodities e dos preços manufaturados com a taxa de juros, como pressupõe o modelo de Frankel. Além das variáveis endógenas que expostas na tabela 7, cabe destacar que o câmbio nominal foi incluído no modelo como variável exógena<sup>8</sup>. Verifica-se que ambos os preços possuem uma relação negativa com a taxa de juros no longo prazo. De acordo com Frankel (1986), os efeitos de uma política monetária restritiva, no curto prazo, a partir de um aumento da taxa de juros, devem levar a uma desvalorização ainda maior no preço das commodities, pois, para que os investidores ainda desejem manter seus investimentos em commodities, estas devem desvalorizar-se suficientemente para que a sua apreciação futura compense o aumento dos juros. Os coeficientes que refletem a relação de longo prazo entre os preços e a taxa real de juros, 0,91 para o IPA e 0,92 para o CPI, demonstram que ambos os preços responderão de forma semelhante a uma variação na taxa de juros, ou seja, está de acordo com o pressuposto de neutralidade da moeda, pois um choque monetário não causará alteração nos preços relativos no longo prazo. Além disso, quando comparados com os resultados da tabela 5, observa-se que o problema *price-puzzle* não se mantém no modelo VAR com a taxa real de juros, confirmando a limitação do modelo de análise da política monetária a partir dos agregados monetários, e, conseqüentemente, a melhor adequação do modelo empírico com a utilização de preços, como proposto por Taylor.

Já a hipótese de maior flexibilidade dos preços das commodities, pode ser observada a partir dos coeficientes do vetor Alfa, -0,04 para o IPA e -0,045 para o CPI, derivados da matriz  $\pi$  definida no teste de Johansen, pois estes coeficientes refletem a velocidade de

---

<sup>8</sup> Os resultados completos da tabela 7 estão expostos no anexo 4.

ajuste das variáveis endógenas ao seu equilíbrio de longo prazo no vetor de correção de erro (VEC). Como se observa, a velocidade de ajuste do CPI aos desvios de longo prazo é pelo menos dez vezes maior que os coeficientes de ajuste do IPA.

Até o momento, analisamos as relações das variáveis no longo prazo, com o intuito de verificar se há uma relação estacionária entre as variáveis CPI, IPA e IPCA, indicando que os desvios dessas variáveis com relação a este equilíbrio serão corrigidos no Longo Prazo.

Cabe agora realizar a análise de curto prazo, onde será feita a comparação entre a reação dos preços das commodities e os preços dos bens manufaturados frente um choque monetário, a ultrapassagem dos preços das commodities do seu equilíbrio de longo prazo e o poder de previsão do comportamento futuro dos preços.

#### 4.5 ANÁLISE DE CURTO PRAZO DOS PREÇOS FRENTE AOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA

De acordo com Stock e Watson (2001), a prática padrão numa análise do modelo VAR está na descrição dos testes de Causalidade de Granger, das respostas da função impulso e da decomposição da variância, pois, de acordo com estes autores, a dinâmica complexa dos modelos VAR dificulta a sua análise, e estas ferramentas acabam facilitando este processo de análise. Para realizar estas análises iremos inserir a taxa de câmbio no nosso modelo, dado que este passa a ser mais um canal de transmissão da política monetária quando se adota um regime de câmbio flexível. Também iremos substituir o IPA (Industriais) pelo IPCA Geral, para que possamos analisar os efeitos dos choques monetários diretamente sobre o nível geral de preços. A utilização do IPA (Industriais) nas primeiras análises se deve ao fato de os componentes que compõem este índice serem uma *proxy* mais indicada para os preços manufaturados utilizados nos modelos de ultrapassagem, enquanto a utilização da IPCA Geral, neste momento, se deve à sua importância para condução da política monetária. De acordo com os testes de seleção do número de defasagens (Akaike, Schwartz, Hannan-Quinn), utilizaremos um VAR com duas defasagens.

O principal objetivo do *Teste de Causalidade de Granger* é analisar se valores passados de uma variável  $y$  são relevantes para explicar os valores de outra variável  $x$  no presente, e vice-versa. É importante frisar que o sentido de causalidade aqui não é o mesmo utilizado cotidianamente, isto é, não significa, necessariamente, que a variação em  $y$  é resultante da variação em  $x$ , mas tão somente que os valores passados da primeira servem para prever o comportamento futuro da segunda. A estatística F resultante é a estatística de Wald para a hipótese nula  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$  para cada uma das equações. Ou seja, a hipótese nula da equação em que  $y$  é endógeno e  $x$  é a variável explicativa, equivale a “ $x$  não Granger causa  $y$ ”, e o inverso corresponde à hipótese nula a ser testada na segunda equação. Os resultados do teste de causalidade estão reportados na tabela 8<sup>9</sup>:

**Tabela 8 - Teste de causalidade de Granger em pares (Lags 3, Obs 109)**

	Hipótese Nula		Estatística F	Prob.
<b>IPCA</b>	não Granger causa	<b>CPI</b>	1.76758	0.1581
<b>CPI</b>	não Granger causa	<b>IPCA</b>	12.4886	0.0000
<b>E</b>	não Granger causa	<b>CPI</b>	0.12045	0.9479
<b>CPI</b>	não Granger causa	<b>E</b>	0.94622	0.4213
<b>R</b>	não Granger causa	<b>CPI</b>	1.06168	0.3688
<b>CPI</b>	não Granger causa	<b>R</b>	0.55950	0.6430
<b>E</b>	não Granger causa	<b>IPCA</b>	8.32393	0.000
<b>IPCA</b>	não Granger causa	<b>E</b>	0.24034	0.8680
<b>R</b>	não Granger causa	<b>IPCA</b>	0.09186	0.9644
<b>IPCA</b>	não Granger causa	<b>r</b>	4.41798	0.0058
<b>R</b>	não Granger causa	<b>E</b>	0.58806	0.6242
<b>E</b>	não Granger causa	<b>R</b>	0.79093	0.5017

<sup>9</sup> No anexo 5 estão expostos mais dois testes de causalidade de Granger para verificarmos a consistência da relação de causalidade para outras defasagens;

De acordo com o teste de causalidade, podemos rejeitar as hipóteses de que o preço das commodities (*CPI*) e o câmbio (*e*) não Granger causam o nível geral de preços (*IPCA*), ou seja, aceitamos a hipótese alternativa, de que tanto o *CPI* quanto *E* são variáveis que devem ser utilizadas para explicar o comportamento futuro do *IPCA*. E podemos rejeitar a hipótese nula de que o *IPCA* não Granger causa a taxa real de juros (*R*), isto é, podemos aceitar a hipótese alternativa de que os valores defasados do *IPCA* são significantes para explicar o comportamento futuro da taxa real de juros. Estes resultados dão respaldo, portanto, à construção de um modelo que busque utilizar o índice de preços das commodities e a taxa de câmbio para prever o comportamento futuro do *IPCA*, bem como, utilizar estas previsões do *IPCA* para prever o comportamento futuro da taxa de juros, adequando-se, portanto, aos objetivos aqui propostos.

Além do teste de causalidade de Granger em pares, devemos realizar o teste de causalidade de Granger em bloco (VEC Granger Causality) a fim de verificar o grau de exogeneidade das variáveis e se estas podem ser explicadas pelos valores defasados das demais variáveis endógenas de um modelo VAR. Estes resultados são importantes para a ordenação das variáveis na função impulso e na decomposição da variância que serão realizados a frente.

Pelos resultados expostos na tabela 09, através da estatística qui-quadrado, infere-se que o índice de preços ao consumidor amplo é a variável mais endógena do modelo (38,17), seguido pela taxa real de juros (22,33), índice de preços das commodities (10,97) e taxa de câmbio (5,08). Confrontando estes resultados com os obtidos na tabela 8, podemos afirmar que ambos sugerem que tanto os preços das commodities como o câmbio Granger causam os preços ao consumidor, e este Granger causa a taxa real de juros.

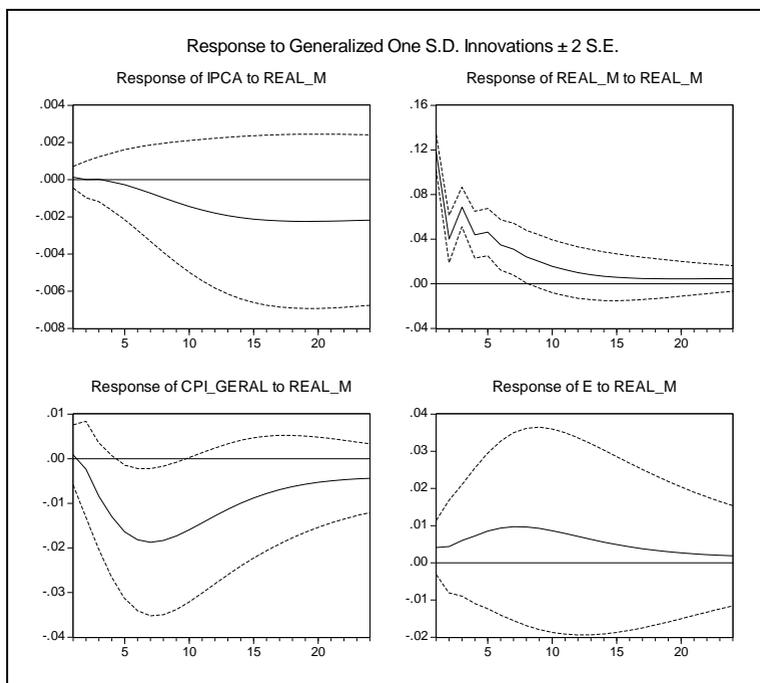
**Tabela 09 - VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests**

E				REAL_M			
Excluída	qui-quadrado]	gl	Prob.	Excluída	qui-quadrado]	gl	Prob.
REAL_M	1.374670	3	0.7115	E	0.198740	3	0.9778
IPCA	0.776568	3	0.8551	IPCA	17.58907	3	0.0005
CPI	2.961030	3	0.3977	CPI_E	7.079595	3	0.0694
All	5.080471	9	0.8272	All	22.33408	9	0.0079

IPCA				CPI			
Excluída	qui-quadrado]	gl	Prob.	Excluída	qui-quadrado]	gl	Prob.
E	1.220853	3	0.7480	E	5.275177	3	0.1527
REAL_M	0.813207	3	0.8463	REAL_M	3.609450	3	0.3068
CPI_E	10.79006	3	0.0129	IPCA	4.522319	3	0.2103
All	38.17739	9	0.0000	All	10.97205	9	0.2776

A *função resposta ao impulso* é utilizada para se observar como o choque em uma variável, em apenas um período, se propaga sobre esta e sobre as demais variáveis endógenas do modelo VAR, em que podemos observar tanto a magnitude quanto a duração desse choque no sistema. De acordo com Stock e Watson (2001), a função descreve as respostas dos valores presentes e futuros das variáveis endógenas a um aumento de uma unidade nos erros do VAR. Na figura 1, expomos o impacto de um choque de um desvio padrão da taxa de juros sobre as demais variáveis do sistema. Em ambas funções optou-se por um choque generalizado, a fim de evitar a influência da disposição das variáveis sobre os resultados, como ocorre no caso de choques de Cholesky.



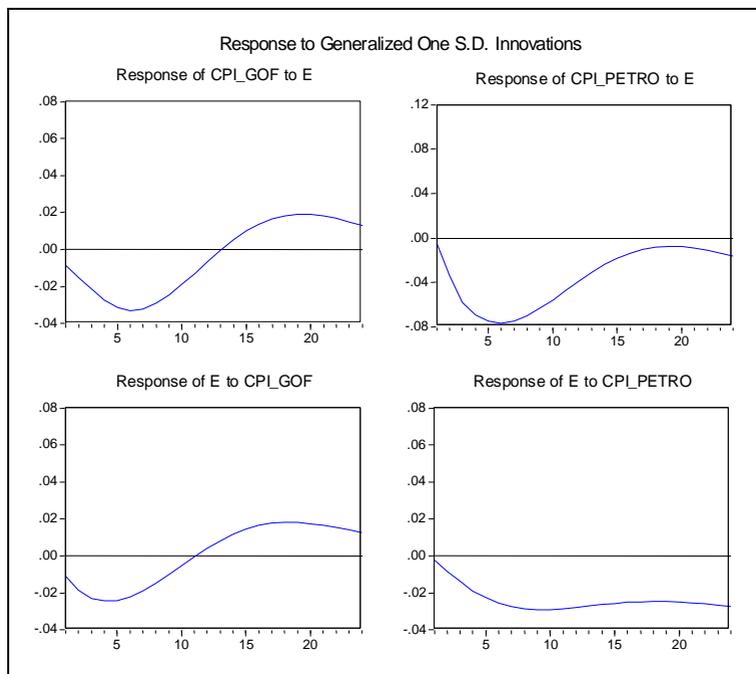
**Figura 1 – Resposta a um impulso generalizado de um desvio padrão da taxa real de juros**

A partir dos dois gráficos no topo da Figura 1 podemos comparar a reação dos preços das commodities e do nível geral de preços frente a

um choque na taxa real de juros. Como se observa ambos os preços reagem negativamente ao choque, entretanto, a reação do CPI é mais rápida do que do IPCA, alcançando o seu pico no quinto mês após o choque. Além disso, observa-se que o CPI ultrapassa o seu equilíbrio de longo prazo, que é atingido apenas no décimo oitavo mês após o choque, enquanto o IPCA caminha gradualmente ao seu equilíbrio de longo prazo, atingido após quinze meses. Estes resultados estão de acordo com os pressupostos de maior flexibilidade dos preços das commodities e de ultrapassagem do seu equilíbrio de longo prazo.

Além disso, verifica-se a inobservância de dois problemas que vêm sendo destacado na literatura quando se trata da análise de função impulso de um VAR de análise macroeconômica. O primeiro é o *price-puzzle*, que, como já destacamos anteriormente, ocorre quando há um aumento dos preços frente a um choque restritivo, o que não se observa neste modelo. O segundo é o *Monetary Policy Innovation Puzzle*, analisado por Dueker (2002), que se observa quando após um aumento da taxa de juros estes juros permanecem aumentando por alguns períodos após o choque.

Outra relação importante deriva da Lei de Preço Único, citada anteriormente na análise do gráfico 4. De acordo com esta teoria devemos esperar uma relação inversa entre os choques nos preços das commodities e a taxa de câmbio, sendo o inverso verdadeiro.



**Figura 2 – Reação dos preços das commodities a choques na taxa de câmbio e do câmbio a choques nos preços das commodities – agrícolas e petróleo.**

Na figura 2 estão descritos os efeitos de um choque cambial sobre os preços das commodities agrícolas e sobre petróleo e derivados. Observa-se a comprovação da relação estabelecida pela Lei do Preço Único, principalmente no que se refere aos preços agrícolas, possivelmente por ser um mercado em que os preços são estabelecidos de forma mais competitiva do que no mercado de petróleo. Mesmo assim, verifica-se uma apreciação da moeda doméstica frente a um choque em ambos os mercados, demonstrando a função do câmbio na transferência dos choques dos preços externos sobre o mercado doméstico. Por último, importa observar que os choques nas commodities Petróleo e derivados têm efeitos de maior duração sobre o câmbio.

Por fim, uma ferramenta importante na descrição do modelo VAR é a *decomposição da variância*. Enquanto a função resposta ao

impulso traça os efeitos de um choque em uma variável endógena sobre as demais variáveis endógenas do VAR, a decomposição da variância separa a variância de uma variável endógena entre os diversos choques dos componentes do VAR, deste modo, a decomposição da variância nos informa a importância relativa de cada choque aleatório sobre as variáveis endógenas do modelo. Nas tabelas 10 e 11 são expostos os resultados da decomposição da variância do IPCA e do CPI, respectivamente.

Neste caso não há a opção de choques generalizados, sendo necessária a disposição das variáveis de acordo com os resultados obtidos pelo teste de causalidade de Granger em bloco.

**Tabela 10 - Decomposição da Variância do IPCA**

Período	Desv. Pad.	CPI_E	IPCA	E	REAL_M
1	0.047819	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.072112	4.163790	94.94414	0.794113	0.097962
3	0.088323	13.20191	84.48536	2.212550	0.100174
4	0.100112	23.71248	72.43766	3.689082	0.160777
5	0.109264	33.58400	61.18569	4.975354	0.254957
6	0.116633	41.80055	51.73558	6.052571	0.411299
7	0.122640	48.25138	44.14804	6.980398	0.620183
8	0.127529	53.14541	38.15460	7.820764	0.879235
9	0.131489	56.79094	33.42112	8.613956	1.173985
10	0.134683	59.47131	29.65700	9.379665	1.492018
11	0.137264	61.42282	26.63414	10.12339	1.819650
12	0.139362	62.83010	24.18115	10.84279	2.145956

Cholesky Ordering: IPCA REAL\_M CPI\_E E

**Tabela 11 - Decomposição da varância da taxa real de juros**

Período	Desv. Pad.	CPI_E	IPCA	E	REAL_M
1	0.003072	0.000000	0.178276	0.000000	99.82172
2	0.005329	0.816366	0.779232	0.037486	98.36692
3	0.007425	1.210102	0.598689	0.083442	98.10777
4	0.009499	2.555050	0.547001	0.165965	96.73198
5	0.011597	5.543653	0.591848	0.286632	93.57787
6	0.013712	8.997768	0.719523	0.494385	89.78832
7	0.015817	12.63963	0.944404	0.808666	85.60730
8	0.017884	15.94191	1.247069	1.249646	81.56138
9	0.019891	18.75391	1.631070	1.802979	77.81205
10	0.021821	20.98269	2.081113	2.442499	74.49369
11	0.023666	22.65904	2.584855	3.127129	71.62897
12	0.025420	23.84770	3.122723	3.817258	69.21231

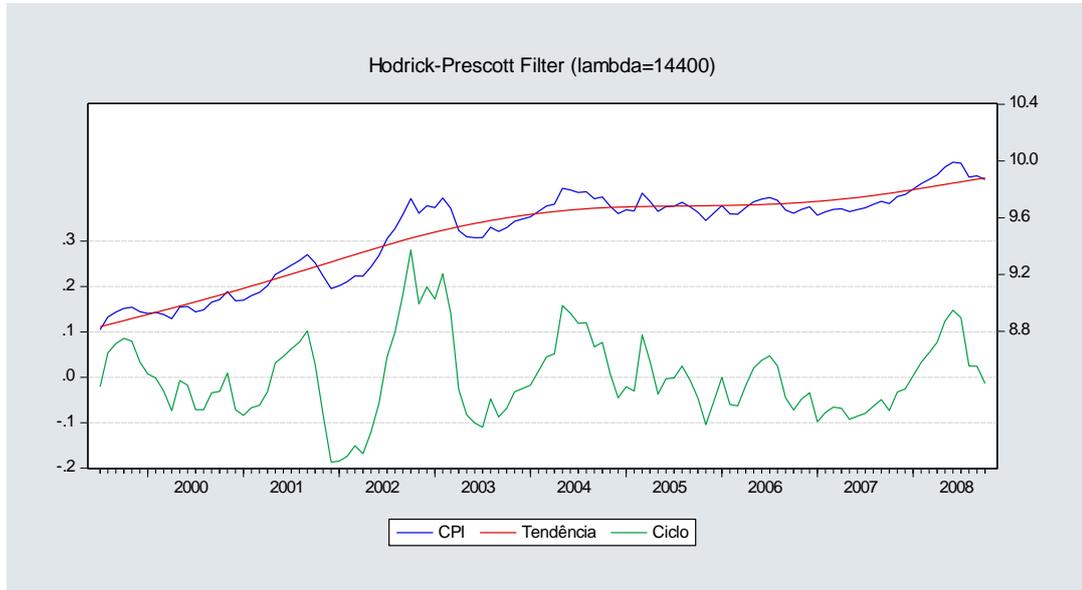
Cholesky Ordering: IPCA REAL\_M CPI\_E E

A partir da tabela 10, observa-se que, após doze meses, aproximadamente 76% da variância do IPCA pode ser explicada pelas demais variáveis, sendo 62,83% explicado somente pelo CPI. Já na tabela 11, verifica-se que, após doze meses, aproximadamente 23,84% da variância da taxa real de juros pode ser explicada por CPI.

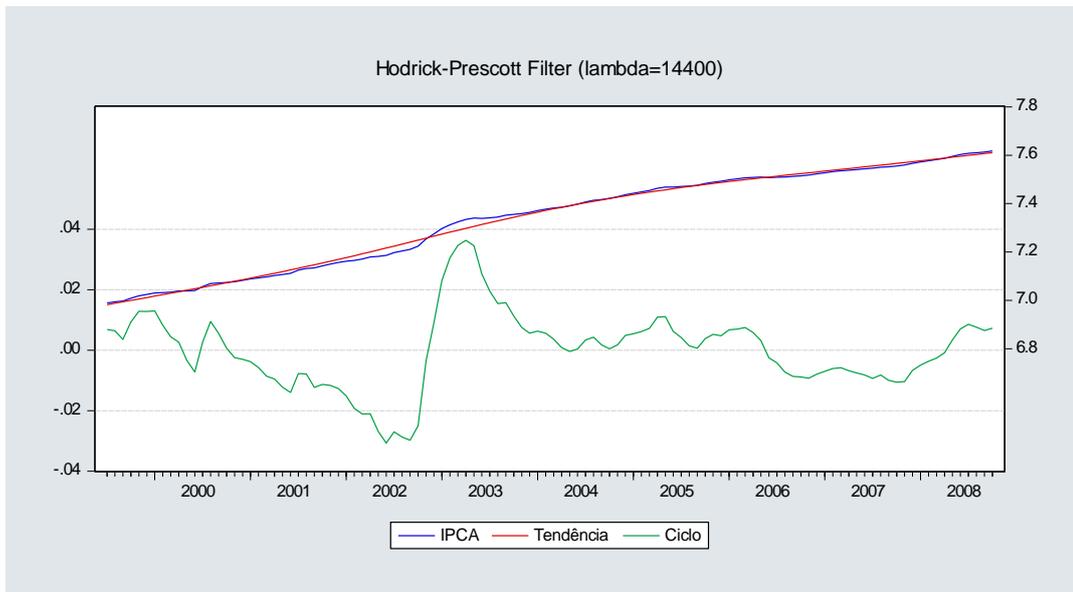
Após estas análises, é possível inferir que as variáveis selecionadas apresentam um bom ajuste ao modelo teórico proposto. Sugerindo, portanto, que seja verificado em que medida os desvios dos preços das commodities do seu equilíbrio de longo prazo afetam o comportamento futuro do IPCA e auxiliam na sua previsão.

#### 4.6 CONSTRUÇÃO DO MODELO DE PREVISÃO

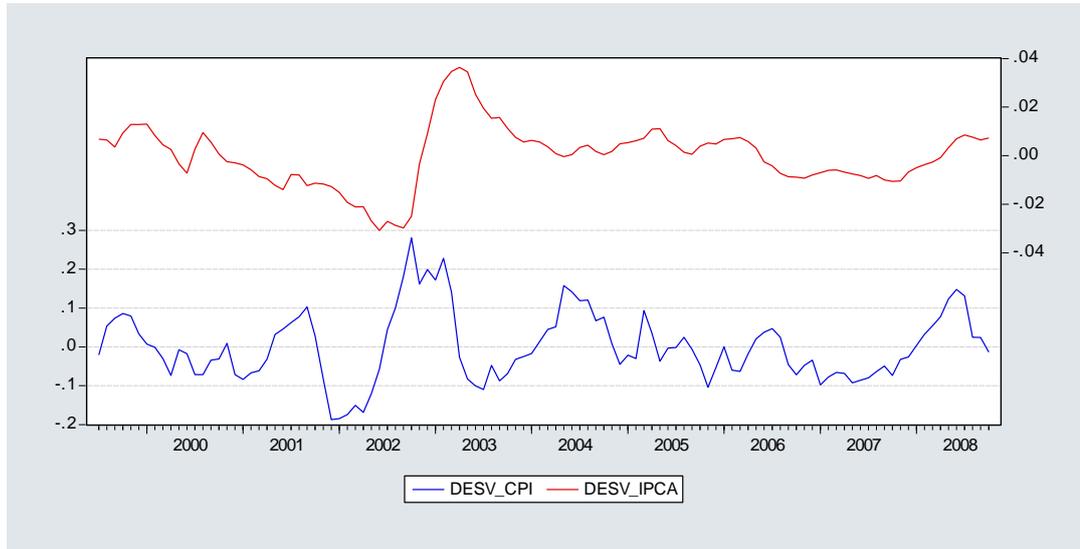
A partir do modelo de ultrapassagem, verifica-se a necessidade de criarmos uma série que reflita o caminho de longo prazo das variáveis CPI e IPCA, pois queremos saber se o desvio do CPI do seu equilíbrio de longo prazo pode explicar a variação futura do IPCA. A ferramenta mais utilizada nos modelos macroeconômicos para calcular os desvios de longo prazo é o Filtro Hodrick-Prescott (HP). O filtro HP permite que a série seja construída a partir de dois componentes: a tendência de crescimento, que representa o caminho de equilíbrio no longo prazo, e o componente cíclico, que representa os desvios de longo prazo. Os gráficos 5 e 6 demonstram esta divisão da série. E o gráfico 7 compara ambos os desvios.



**Gráfico 6 – Aplicação do filtro HP na série CPI Geral**



**Gráfico 7 – Aplicação do filtro HP na série IPCA**



**Gráfico 8 – Relação entre os desvios de LP do IPCA e do CPI**

De acordo com o gráfico 8, pode-se afirmar que o comportamento dos desvios dos preços das commodities do seu equilíbrio de longo prazo antecedem os desvios do nível geral de preços ao consumidor, assim como uma maior volatilidade do CPI, que pode ser explicada objetivo da política monetária em diminuir a volatilidade do IPCA e a impossibilidade desta mesma política influenciar os preços das commodities, que são definidos no mercado internacional. Portanto, os preços das commodities passam a ser uma variável importante na condução da política monetária, e devem ser monitorados constantemente pelo *policymaker*. A partir de uma consulta aos relatórios de inflação emitidos pelo Banco Central verifica-se que este monitoramento já ocorre na prática, e as análises são semelhantes às resultantes do modelo exposto, como podemos observar na seguinte afirmação do Relatório de Inflação, de março de 2010,

Do lado externo, o principal risco a ser monitorado é a possibilidade de recuperação dos preços das commodities, principalmente se não for acompanhada por movimentos, no sentido contrário, da taxa de câmbio. Nesse contexto, caberá à política monetária atuar na intensidade e ritmo adequados para assegurar a convergência da inflação à trajetória de metas. (p.11)

(...) a recuperação do preço das commodities juntamente com a acentuada recuperação do nível de atividade doméstica têm se constituído em fatores de risco importantes em relação aos preços. ( p.93)

A partir disso, cabe verificar qual o comportamento dos preços frente a estes desvios do seu equilíbrio de longo prazo. Esta análise pode ser feita através de um Vetor de Correção de Erro, que é um sistema multivariado descrito no teste de Johansen. Os resultados do VEC estão expostos na tabela 12:

**Tabela 12 - VEC do IPCA e do CPI**

<b>EQUAÇÕES DE COINTEGRAÇÃO</b>		
<b>Coefficiente</b>	<b>CointEq1</b>	<b>CointEq2</b>
IPCA(-1)	1.000.000	0.000000
CPI(-1)	0.000000	1.000.000
R(-1)	0.582482	0.907125
	[ 8.15493]	[ 8.58715]
C	-1.363.383	1.141.114
	[-1.56863]	[ 0.88772]
<b>EQUAÇÕES DE CURTO PRAZO</b>		
<b>Coefficiente</b>	<b>D(IPCA)</b>	<b>D(CPI)</b>
CointEq1	-0.027755	0.405023
	[-3.48138]	[ 3.57270]
CointEq2	0.016708	-0.355754
	[ 3.31320]	[-4.96112]
D(IPCA(-1))	0.581457	1.400.368
	[ 5.95122]	[ 1.00793]
D(IPCA(-2))	-0.124824	1.162.908
	[-1.27935]	[ 0.83818]
D(CPI(-1))	0.010442	0.302148
	[ 1.48166]	[ 3.01510]
D(CPI(-2))	0.003363	0.168020
	[ 0.44517]	[ 1.56412]
D(R(-1))	-0.002065	0.073033
	[-0.74489]	[ 1.85296]
D(R(-2))	-0.000961	0.044900
	[-0.38042]	[ 1.24964]
E	-0.003273	0.181644
	[-1.40900]	[ 5.49834]

[.] t estatística

Com relação à resposta das variáveis aos desvios de longo prazo, os dois vetores de cointegração foram restringidos para que sejam diferenciados entre o IPCA e o CPI. Assim, podemos definir a reação da equação de correção de erro do IPCA e do CPI tanto aos seus desvios de longo prazo quanto aos desvios da outra variável. O mais importante neste resultado é a análise dos valores que multiplicam os dois vetores de cointegração em cada VEC, pois estes são os respectivos coeficientes de velocidade de ajuste de cada variável ao seu equilíbrio de Longo Prazo. Mais uma vez, percebemos que o ajuste dos preços das commodities é mais rápido que o da inflação, com os coeficientes alfas iguais a 0,40 frente a -0,02 no primeiro vetor de cointegração e -0,35 frente a 0,01 no segundo. Os coeficientes de cointegração, como já definimos, descrevem a relação de longo prazo entre as variáveis, assim, pode-se observar que tanto o IPCA quanto o CPI possuem uma relação negativa de longo prazo com os juros reais, como era esperado.

Por fim, dado o regime de metas de inflação, a função de reação do Banco Central definida pela resposta da taxa Selic a seus valores defasados e aos desvios dos preços livres e administrados, parece se adequar ao comportamento da taxa Selic nos últimos anos. Replicando a equação de reação baseada na regra de Taylor (1993), utilizada por Mendonça (2007), utilizando a ferramenta de filtro HP, obtemos a seguinte função de reação para o Banco Central:

$$i = \alpha_0 + \alpha_2 i_{t-1} + (1 - \alpha_2) [\alpha_3 (liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + \alpha_4 (adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)]$$

$$i = 5.45 + 0.67 i_{t-1} + (1 - 0.67) [4.76 (liv_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + 5.11 (adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)]$$

$$(0.00) \quad (0.00) \qquad (0.16) \qquad (0.00)$$

$$R^2 = 0.74$$

(4.1)

Como vemos o coeficiente relacionado aos preços livres não passam no teste de significância, confirmando a maior importância dos preços administrados para explicar a função de reação da taxa de juros no Brasil. Se retiramos a variável de preços livres continuamos tendo uma função com o mesmo poder explicativo da anterior.

$$i = \alpha_0 + \alpha_2 i_{t-1} + (1 - \alpha_2) [\alpha_4 (adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)]$$

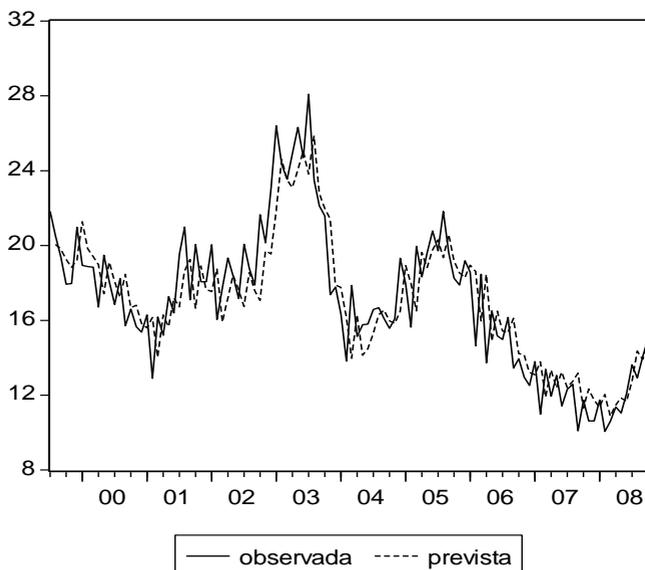
$$i = 3,77 + 0,765 i_{t-1} + (1 - 0,765) * [3,72 (adm_{t-1} - \pi_{t-1}^*)]$$

(0.00) (0.00) (0.01)

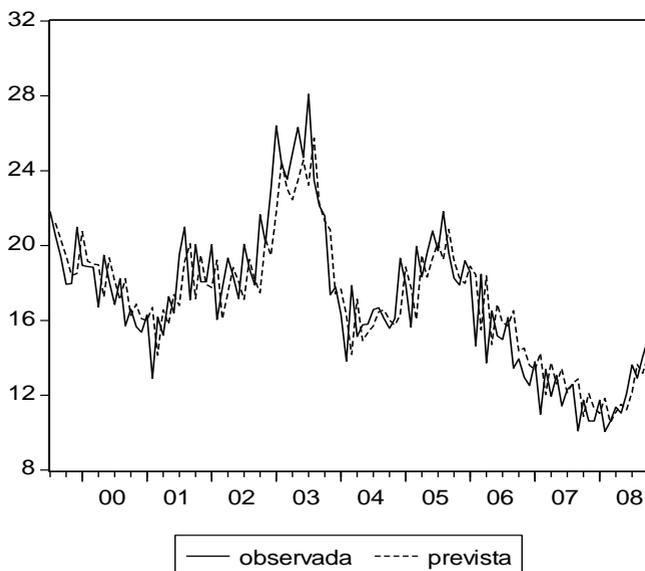
$$R^2 = 0.74$$

(4.2)

Plotando os gráficos 9 e 10 das funções de reação acima relacionadas, observamos um alto grau de ajuste dessas ao comportamento da taxa de juros estabelecida pelo BC. Dada a importância que a inflação passada tem no seu comportamento futuro, vemos que os seus desvios com relação ao caminho de longo prazo são mais importantes para explicar a política monetária.



**Gráfico 9 – Taxa Selic (Previsão x Observada) – com preços livres**



**Gráfico 10– Taxa Selic (Previsão x Observada) – sem preços livres**

A partir dos gráficos 9 e 10, constata-se que a equação de reação que considera apenas os desvios dos preços livres e administrados têm um bom ajuste frente à política adotada pelo banco central. Cabe enfatizar, no entanto, que para utilizar as commodities como meta intermediária o governo deveria possuir meios de determinar os seus preços. Como se sabe, os preços das commodities são determinados mundialmente pelas forças do mercado, e o Brasil é apenas um tomador de preços neste mercado. Como demonstra Margarido (2004), a partir da análise na formação dos preços da soja, o VEC para a resposta do ajuste do preço da soja no mercado doméstico ao novo equilíbrio se dá rapidamente, enquanto alterações nos preços domésticos não surtem nenhum efeito sobre o mercado internacional. Ou seja, assim como as demais variáveis, a variação nos preços das commodities tem grande importância na previsão do comportamento da economia, dado o seu papel no setor produtivo e na balança comercial brasileira. No entanto, a variável é definida de forma exógena no modelo macroeconômico, impossibilitando, desse modo, a sua utilização na estabilização da inflação, sendo útil apenas como

ferramenta de previsão e monitoramento da inflação. O que podemos observar é que o câmbio vem desempenhando um forte papel de arrefecimento dos efeitos das commodities sobre os preços domésticos, e demonstra uma relação significativa com os preços das commodities. Desta forma, o governo pode utilizar os efeitos da taxa de juros sobre o câmbio e sua intervenção no mercado cambial para “controlar” a influência dos preços das commodities sobre o mercado doméstico.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Como se observa, os dois pontos principais desse trabalho foram: (i) o possível uso do IPC como variável intermediária da política monetária, e (ii) a utilização do efeito de ultrapassagem dos preços das commodities como previsor do comportamento futuro da inflação geral. Com relação às hipóteses definidas pelos modelos teóricos de Brownie e Cronin (2007) e Frankel e Hardouvelis (1985) e Frankel (1986), os testes confirmaram a hipótese de ultrapassagem dos preços das commodities ao seu equilíbrio de longo prazo, enquanto o nível geral de preços, IPCA, caminha lentamente ao seu novo equilíbrio de longo prazo. Estes resultados corroboram, portanto, os pressupostos de maior flexibilidade dos preços das commodities em relação aos preços gerais da economia. Neste sentido, comprovou-se a adequação empírica de um modelo de previsão do comportamento futuro dos preços gerais a partir do comportamento atual dos preços das commodities.

Quanto à possível utilização dos preços das commodities como meta intermediária (com a intenção de controlar inflação futura), conforme proposição dos trabalhos empíricos de Sephton (1991), Cody e Mills (1991) e Garner (1989), os resultados obtidos não apóiam esta aplicação para a realidade brasileira. A principal razão para esta impossibilidade é o fato dos preços das commodities serem definidos externamente (no mercado internacional).

Embora os efeitos dos preços administrados sobre a inflação sejam, do ponto de vista de decisão de política econômica, uma variável central (Mendonça, 2007), as variações dos preços das commodities tendem a ter impactos diversos, contudo relativamente previsíveis, sobre os preços gerais da economia. A experiência brasileira evidencia que não só apenas as commodities, mas também outras variáveis são observadas pelos *policymakers* na execução da política monetária, como demonstram os Relatórios de Inflação do Banco Central. Porém, considerando o caráter de antecipação da inflação capturado pelos preços das commodities – modelado e ajustado pelo modelo de overshooting – pode-se afirmar tal modelo de previsão é adequado e especial em uma estrutura metodológica parcimoniosa.

Quanto ao papel do *policymaker* frente aos choques verificados nos preços das commodities, podemos afirmar que este se resume a suavizar

os impactos de grandes variações nos preços das commodities sobre variações futuras no nível de preços do consumidor.

Por fim, cabe destacar que uma das propostas, que vem sendo analisadas por Frankel (2006) em trabalhos recentes, é a utilização de um índice de preços de exportação como âncora nominal, de acordo com o autor, neste regime, um aumento (diminuição) dos preços das commodities, em dólar, deveria ser acomodado por uma apreciação (depreciação) da moeda doméstica. Analisando o comportamento dos preços das commodities frente ao câmbio, no regime atual de câmbio flexível, observamos que este papel de absorção dos choques externos já vem sendo realizado pelo câmbio. Neste sentido, caberia, para trabalhos futuros, uma análise comparada da eficiência desse regime de política monetária frente o regime de metas de inflação, bem como um estudo sobre a forma de operacionalizar um regime ancorado nos preços de exportação.

## 6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação de Setembro de 2008**. Volume 10, n. 3. Disponível em <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>.

\_\_\_\_\_. **Relatório de Inflação de Março de 2010**. Volume 12, n. 1. Disponível em <[www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)>.

BERNANKE, B. S.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F.S.; POSEN, A. S. **Inflation Targeting: Lessons from the International Experience**. Princeton: Princeton University Press, 2001.

BLINDER, Alan S. **Bancos Centrais: Teoria e Prática**. São Paulo. Editora 34, 1999.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Working Paper Series N. 1. Banco Central do Brasil, 2000.

BOUGHTON, J.M., BRANSON, W.H. (1991). **Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation**. NBER Working Paper Series. N. 2750, 1988.

BROWNE, F.; CRONIN, D. **Commodity Prices, Money and Inflation**. European Central Bank. Working Paper Series No 738. Disponível em: < [http://ssrn.com/abstract\\_id=970626](http://ssrn.com/abstract_id=970626)>

BRYAN, Michael F., and Stephen G. CECCHETTI (1994). **Measuring Core Inflation**, In N. Gregory Mankiw, ed., *Studies in Business Cycles*, vol. 29: *Monetary Policy*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 195-215.

CHIANG, Alpha C. . **Matemática para economistas**. São Paulo (SP): Pearson Education do Brasil, 2004, xxi, 684p.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root.** Journal of the American Statistical Association, Vol. 74, No. 366 (Jun., 1979), pp. 427-431. Disponível em: URL: <http://www.jstor.org/stable/2286348>.

DORNBUSCH, R. **Expectations and Exchange Rate Dynamics.** Journal of Political Economy - JEP, 84, pp. 1161-76. 1976 Link fixo: < <http://www.jstor.org/stable/1831272>>.

\_\_\_\_\_. **Exchange Rates and Prices.** The American Economic Review, Vol. 77, No. 1 (Mar., 1987), pp. 93-106, American Economic Association, 1987. Link fixo:< <http://www.jstor.org/stable/1806731>>.

DUEKER, Michael J. **The Monetary Policy Innovation Paradox in VARs: A “Discrete” Explanation.** The Federal Reserve Bank of St. Louis, March/ April, 2002.

ENDERS, Walter – **Applied Econometric Time Series**, John Wiley, NY, 2007.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. **Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing.** Econometrica, Vol. 55, No. 2 (Mar., 1987), pp. 251-276. Disponível em: URL: <http://www.jstor.org/stable/1913236>.

**EVIIEWS 5 USER´S GUIDE.** Quantitative Micro Software. 2005.

FRANKEL, Jeffrey A **The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices.** National Bureau of Economic Research. 2006. Disponível em: < [www.nber.org/papers/w12713](http://www.nber.org/papers/w12713)>.

\_\_\_\_\_. Expectations and Commodity Price Dynamics: **The Overshooting Model**. *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 2, 1986. pp.344-348.

FRANKEL, Jeffrey A.; HARDOUVELIS, Gikas A. **Commodity Prices, Money Surprises and Fed Credibility**. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 17, No. 4, Part 1 (Nov., 1985), pp. 425-438  
Published by: Blackwell Publishing Link fixo:  
<<http://www.jstor.org/stable/1992439>>.

FRIEDMAN, Milton. **The role of monetary policy**. *The American Economic Review*, Vol. 58, No. 1 (Mar., 1968), pp. 1-17. Link fixo:<  
<http://www.jstor.org/stable/1831652>>.

\_\_\_\_\_. **A Theoretical Framework for Monetary Analysis**. *The Journal of Political Economy*, Vol. 78, No. 6 (Nov. - Dec., 1970), pp. 1385-1386  
Published by: The University of Chicago Press. Link fixo:  
<<http://www.jstor.org/stable/1830635>>.

GARNER, C. Alan. **Commodity Prices: Policy Target or Information Variable?** *Journal of Money Credit and Banking* (Nov. 1989), 508-514.

GUJARATI, D. **Basic Econometric**. McGraw-Hill, New York, 2004.

HARRIS, H. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. Prentice Hall, Londres, 1995.

IPEADATA – Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada. **Base de Dados**. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>.

JOHANSEN, S. **Statistical Analysis of Cointegration Vectors**. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, p. 231-254, 1988.

KING, Mervyn A. **Challenges for Monetary Policy: New and Old," in New Challenges for monetary Policy.** Kansas City: Fed. Reserve Bank Kansas City, 1999, pp. 11-57.

KOHN, Donald L. **Inflation Modeling: a policymaker's perspective. Quantitative Evidence on Price Determination.** Conference, Washington, D.C. 29 de Setembro de 2005. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/Boarddocs/Speeches/2005/20050929/default.htm>>

MARGARIDO, M. A. **Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS.** Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, 2004.

MENDONÇA, Helder Ferreira de e SOUZA, Gustavo J.G., **Credibilidade do Regime de Metas de Inflação para o Brasil.** Política e Planejamento Econômico, V. 37, N. 2, p. 247-282, 2007.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. Rev. Econ. Polit., Set 2007, vol.27, no.3, p.431-451.

MILLS, Leonard O.; CODY, Brian J. The Role of Commodity Prices in Formulating Monetary Policy. The Review of Economics and Statistics, Vol. 73, No. 2 (May, 1991), pp. 358-365

MANKIWI, N. Gregory. **Macroeconomics.** 5<sup>th</sup> edition. Worth Publishers, 2002.

MELLER, Patricio. **Uma revisão da crise na ciência econômica (keynesianismo x monetarismo).** Rev. Econ. Polit. [online]. 1987, vol. 7, no. 4, out-dez - pp. 73-91. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/28-5.pdf>>.

MISHKIN, Frederic S. *Monetary Policy Strategy*. MIT Press, 2004.

OMOTO, Kátia Harumi; DIAS, M. H. A.; DIAS, Jolison. **Os Efeitos dos Choques de Política Monetária sobre a Atividade Econômica**. In: XXXVI Encontro Nacional de Economia da ANPEC - ANPEC Nacional, 2008, Salvador. Anais do XXXVI Encontro Nacional da ANPEC, 2008. v. 1. p. 1-20.

PEREIRA, Leonel M. **Modelo de formação de preços de commodities agrícolas aplicado ao mercado de açúcar e álcool**. Tese apresentada ao Departamento de Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para obtenção do título de Doutor em Administração. São Paulo, 2009.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. **Testing for a unit root in time series regression**. *Biométrie* (1988), 75 (2). pp. 335-46. Disponível em: <http://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p07a/p0706.pdf>.

POOLE, William. **Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model**. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 2, (May, 1970), pp. 197-216. 1970. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1883009>>.

ROMER, David. **Advanced macroeconomics**. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, c2006.

SEPHTON, Peter S. Commodity Prices: Policy Target or Information Variable: Comment. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No. 2 (May, 1991), pp. 260-266.

SOUZA, Carlos Frederico B. de; **Índice de Preço para as Commodities de Exportação do Brasil**. BOLETIM CONJUNTURAL, n. 47, Outubro de 1999. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/pub/bccj/bc\\_047j.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/bccj/bc_047j.pdf).

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Vector Autoregressions**. American Economic Association , The Journal of Economic Perspectives, Vol. 15, No. 4 (Autumn, 2001), pp. 101-115. Link fixo: <<http://www.jstor.org/stable/2696519>>.

SVENSSON, Lars E. **Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets**. National Bureau of Economic Research. European Economic Review, Vol. 41 (1997): 1111-1146. Disponível em: <[www.nber.org/papers/w5797](http://www.nber.org/papers/w5797)>.

\_\_\_\_\_. **O. What is wrong with Taylor Rules? Using Judgment in Monetary Policy through Targeting Rules**. Journal of Economic Literature, vol. XLI, junho 2003, pp. 426-477.

TAYLOR, John B. **Discretion versus Policy Rules in Practice," Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**. 39, 195-214. 1993 Disponível em: <<http://www.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>>.

\_\_\_\_\_. **The Monetary Transmission Mechanism: an empirical framework**. Journal of Economic Perspectives, vol. 9, n. 4, 1995, p. 11-26.

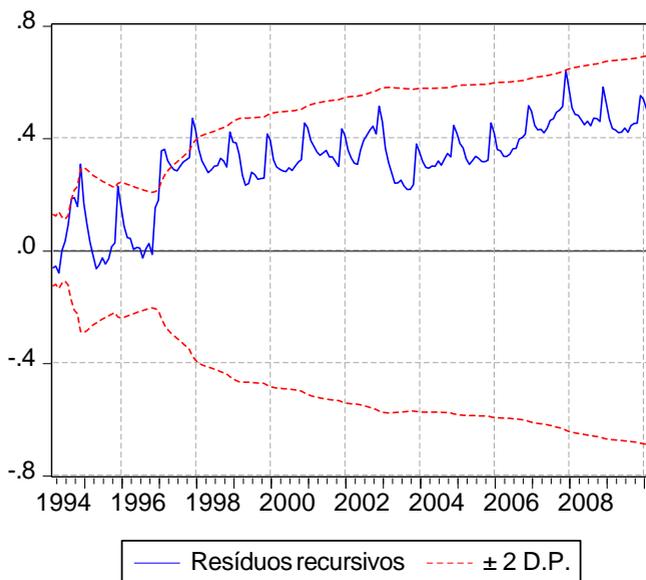
\_\_\_\_\_. **Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies, in Stabilization and Monetary Policy: The International Experience**. Bank Mexico, pp. 441-57. 2000.

**ANEXOS**



## ANEXO 1 - Teste de quebra estrutural entre janeiro de 1994 e março de 2010

A partir da equação de equilíbrio do mercado monetário (3.11), realizamos o teste de resíduos recursivos para analisar se há quebra estrutural no período de janeiro de 1994 a março de 2010. Este teste é utilizado quando não sabemos em que ponto há quebra estrutural, neste sentido, os coeficientes são estimados recursivamente conforme o dados dos períodos seguintes vão sendo inseridos no modelo. A partir disso é analisada a estabilidade dos coeficientes estimados ao longo do período a partir da sua variância, quando a variância ultrapassa a linha de confiança, definida pela linha vermelha, significa que há uma quebra estrutural. De acordo com o manual do eviews, o gráfico “shows a plot of the recursive residuals about the zero line. Plus and minus two standard errors are also shown at each point. Residuals outside the standard error bands suggest instability in the parameters of the equation.” (Eviews 5 User’s Guide, p. 588). [traduzir depois].



Como observamos, há evidências de quebra estrutural, e bem próxima ao período em que ocorreu a adoção do regime de metas de inflação. Assim, realizamos o Teste Chow de quebra estrutural, no qual podemos estipular o mês de início do Regime de Metas de Inflação, como ponto de quebra estrutural.

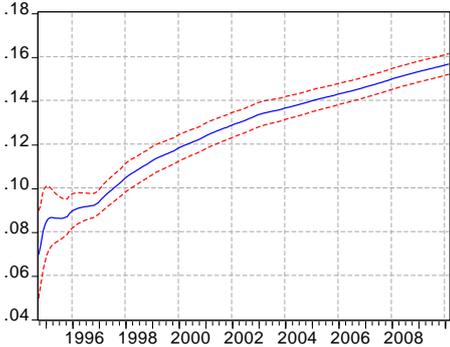
#### Teste Chow de quebra Estrutural: 1999M07

F-statistic	314.4906	Prob. F(2,191)	0.000000
Log likelihood ratio	284.1166	Prob. Chi-Square(2)	0.000000

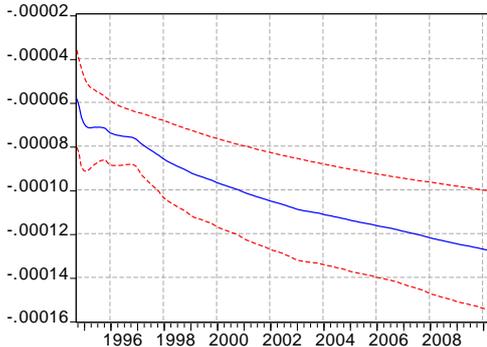
#### Recursive Coefficient Estimates

This view enables you to trace the evolution of estimates for any coefficient as more and more of the sample data are used in the estimation. The view will provide a plot of selected coefficients in the equation for all feasible recursive estimations. Also shown are the two standard error bands around the estimated coefficients. If the coefficient displays significant variation as more data is added to the estimating equation, it is a strong indication of instability. Coefficient plots will sometimes show dramatic jumps as the postulated equation tries to digest a structural break.

Pela equação  $MP = C(1)*PIB\_MENSAL + C(2)*I\_A$ , vimos que o gráfico demonstra uma forte tendência de aumento do coeficiente do PIB Mensal, e forte queda do coeficiente relativo à taxa de juros. Indicando, assim, evidência de uma quebra estrutural no período.



— Recursive C(1) Estimates  
- - ±2 S.E.



— Recursive C(2) Estimates  
- - ±2 S.E.

## ANEXO 2 - Teste de Cointegração do modelo VAR restrito de Brownie e Cronin

Sample (adjusted): 1999M10 2008M10

Included observations: 109 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: IPCA\_GERAL CPI\_GERAL M1\_ABS PIB\_MENSAL

Lags interval (in first differences): 1 to 2

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.282067	67.60152	47.85613	0.0003
At most 1 *	0.155769	31.48120	29.79707	0.0317
At most 2	0.076685	13.02430	15.49471	0.1139
At most 3 *	0.038926	4.327723	3.841466	0.0375

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.282067	36.12032	27.58434	0.0032
At most 1	0.155769	18.45690	21.13162	0.1137
At most 2	0.076685	8.696578	14.26460	0.3123
At most 3 *	0.038926	4.327723	3.841466	0.0375

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Restrictions:**

$B(1,1)=1$ ;  $B(1,2)=0$ ;  $B(2,1)=0$ ;  $B(2,2)=1$

**Tests of cointegration restrictions:**

Hypothesized No. of CE(s)	Restricted Log-likelihood	LR Statistic	Degrees of Freedom	Probability
2	1289.902	NA	NA	NA
3	1294.250	NA	NA	NA

**NA indicates restriction not binding.**

2 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 1 iterations.

Restricted cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

IPCA_GERAL	CPI_GERAL	M1_ABS	PIB_MENSAL
1.000000 (0.00000)	0.000000 (0.00000)	0.487060 (0.07469)	-1.015384 (0.05907)
0.000000 (0.00000)	1.000000 (0.00000)	-1.764118 (0.35201)	0.483478 (0.27839)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(IPCA_GERAL L)	-0.005939 (0.01683)	-0.011963 (0.00476)
D(CPI_GERAL)	-0.107810 (0.19534)	-0.102314 (0.05526)
D(M1_ABS)	-0.143087 (0.03831)	-0.023503 (0.01084)
D(PIB_MENSA L)	0.582742 (0.15110)	0.037912 (0.04274)

3 Cointegrating Equation(s): Convergence achieved after 37 iterations.

---



---

Restricted cointegrating coefficients (not all coefficients are identified)

IPCA_GERAL	CPI_GERAL	M1_ABS	PIB_MENSAL
1.000000	0.000000	-6.746718	0.726372
0.000000	1.000000	4.092606	-0.926709
2.854659	-0.915825	2.725755	-3.273874

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(IPCA_GERAL)	-0.006650	-0.008432	0.001937
L)	(0.00653)	(0.00805)	(0.00432)
D(CPI_GERAL)	-0.091575	-0.112996	-0.008485
L)	(0.07602)	(0.09362)	(0.05023)
D(M1_ABS)	-0.058552	-0.072227	-0.040655
L)	(0.01457)	(0.01794)	(0.00963)
D(PIB_MENSA)	0.087914	0.122088	0.135224
L)	(0.05778)	(0.07116)	(0.03818)

---



---

**ANEXO 3: Relação entre o índice de preços das commodities, não transformado pela taxa nominal de câmbio, com o IPCA e P\_EX\_Manufaturados**

Tabela 3 - Teste de Cointegração de Johansen (CPI com IPCA e CPI com P_EX_Manufaturados)								
Estatística	H1	IPCA			P_EX_Manufaturados			valores críticos
		0	1-2	1-3	0	1-2	1-3	5%
<i>trace</i>	r>0	11,1	11,1	10,25	26,61*	22,56*	17,75*	15,49
	r>1	2,53	3,11	1,46	2,26	0,79	0,51	3,84
<i>max</i>	r=1	8,62	1,98	8,79	24,34*	21,77*	14,26*	14,26
	r=2	2,53	3,11	1,46	2,26	0,79	3,84	3,84
Vetores		1	1	0	1	1	1	

\* significante a 5%

**ANEXO 4: Exposição completa dos resultados da tabela 7**

Vector Error Correction Estimates  
 Sample (adjusted): 1999M11 2008M10  
 Included observations: 108 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegration Restrictions:

$$B(1,1)=1$$

$$B(1,2)=0$$

$$B(2,1)=0$$

$$B(2,2)=1$$

Convergence achieved after 1 iterations.

Restrictions identify all cointegrating vectors

Restrictions are not binding (LR test not available)

Cointegrating Eq:	CoIntEq1	CoIntEq2	
IPA(-1)	1.000000	0.000000	
CPI_E(-1)	0.000000	1.000000	
REAL_M(-1)	0.907626 (0.10289) [ 8.82103]	0.918316 (0.10003) [ 9.18003]	
C	4.220376 (1.27914) [ 3.29938]	1.274311 (1.24359) [ 1.02470]	
Error Correction:	D(IPA)	D(CPI_E)	D(REAL_M)
CoIntEq1	-0.042681 (0.01473) [-2.89670]	0.361615 (0.11932) [ 3.03057]	-0.330439 (0.29165) [-1.13302]
CoIntEq2	0.035262 (0.01397) [ 2.52357]	-0.457136 (0.11316) [-4.03986]	0.146482 (0.27657) [ 0.52963]
D(IPA(-1))	0.511306	-0.307904	-1.798448

	(0.10040)	(0.81302)	(1.98717)
	[ 5.09292]	[-0.37872]	[-0.90503]
D(IPA(-2))	-0.118180	0.110295	3.745977
	(0.11304)	(0.91538)	(2.23735)
	[-1.04551]	[ 0.12049]	[ 1.67429]
D(IPA(-3))	0.062607	1.124485	0.064148
	(0.09294)	(0.75269)	(1.83970)
	[ 0.67359]	[ 1.49396]	[ 0.03487]
D(CPI_E(-1))	0.058906	0.389798	-0.459220
	(0.01493)	(0.12093)	(0.29558)
	[ 3.94455]	[ 3.22324]	[-1.55361]
D(CPI_E(-2))	-0.003239	0.246849	0.134169
	(0.01594)	(0.12908)	(0.31549)
	[-0.20319]	[ 1.91242]	[ 0.42528]
D(CPI_E(-3))	0.013852	0.195400	-0.316937
	(0.01568)	(0.12698)	(0.31036)
	[ 0.88342]	[ 1.53883]	[-1.02119]
D(REAL_M(-1))	0.004580	0.076516	-0.528561
	(0.00534)	(0.04322)	(0.10563)
	[ 0.85826]	[ 1.77055]	[-5.00404]
D(REAL_M(-2))	-0.002561	0.072809	-0.055661
	(0.00577)	(0.04670)	(0.11414)
	[-0.44408]	[ 1.55914]	[-0.48766]
D(REAL_M(-3))	0.000639	0.039954	0.272172
	(0.00465)	(0.03766)	(0.09206)
	[ 0.13741]	[ 1.06082]	[ 2.95660]
E	0.000880	0.180258	0.139362
	(0.00418)	(0.03386)	(0.08275)
	[ 0.21051]	[ 5.32397]	[ 1.68404]
<hr/>			
R-squared	0.772665	0.274014	0.492771
Adj. R-squared	0.746616	0.190828	0.434651
Sum sq. resids	0.002976	0.195169	1.165944
S.E. equation	0.005568	0.045089	0.110205

F-statistic	29.66224	3.293989	8.478509
Log likelihood	413.7169	187.8197	91.29907
Akaike AIC	-7.439202	-3.255920	-1.468501
Schwarz SC	-7.141188	-2.957906	-1.170487
Mean dependent	0.008960	0.008396	-0.007486
S.D. dependent	0.011061	0.050124	0.146570
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.46E-10	
Determinant resid covariance		5.24E-10	
Log likelihood		694.2146	
Akaike information criterion		-12.04101	
Schwarz criterion		-10.94829	
<hr/>			

### ANEXO 5: Testes de causalidade de Granger em pares da tabela 8 com defasagens de 6 e 9

Os testes abaixo relacionados servem para comprovar a consistência da relação de causalidade encontrada na tabela 8 com defasagem 3, para outras defasagens.

#### Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1999M07 2008M10

Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
REAL_M does not Granger Cause E	106	0.43828	0.8515
E does not Granger Cause REAL_M		1.12861	0.3519
IPCA does not Granger Cause E	106	1.65671	0.1405
E does not Granger Cause IPCA		4.88416	0.0002
CPI_E does not Granger Cause E	106	1.65272	0.1415
E does not Granger Cause CPI_E		0.21666	0.9706
IPCA does not Granger Cause REAL_M	106	2.95677	0.0110
REAL_M does not Granger Cause IPCA		1.16266	0.3331
CPI_E does not Granger Cause REAL_M	106	1.37783	0.2317
REAL_M does not Granger Cause CPI_E		1.11585	0.3592
CPI_E does not Granger Cause IPCA	106	5.47669	7.E-05
IPCA does not Granger Cause CPI_E		3.04654	0.0091

## Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1999M07 2008M10

Lags: 9

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
REAL_M does not Granger Cause E E does not Granger Cause REAL_M	103	1.18642 1.40503	0.3144 0.1991
IPCA does not Granger Cause E E does not Granger Cause IPCA	103	1.61077 2.88001	0.1253 0.0052
CPI_E does not Granger Cause E E does not Granger Cause CPI_E	103	1.16877 0.31823	0.3256 0.9669
IPCA does not Granger Cause REAL_M REAL_M does not Granger Cause IPCA	103	2.82610 1.46977	0.0059 0.1726
CPI_E does not Granger Cause REAL_M REAL_M does not Granger Cause CPI_E	103	1.05353 0.97253	0.4055 0.4686
CPI_E does not Granger Cause IPCA IPCA does not Granger Cause CPI_E	103	3.59239 1.87053	0.0008 0.0676