

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Choques de preços de *commodities* e Política Monetária no Brasil

Olavo Pimentel de Oliveira Rocha
No. de matrícula: 0311561

Orientador: Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Novembro de 2008

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

Choques de preços de *commodities* e Política Monetária no Brasil

Olavo Pimentel de Oliveira Rocha
No. de matrícula: 0311561

Orientador: Marco Antônio Freitas de Hollanda Cavalcanti

Novembro de 2008

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma forma de ajuda externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

”As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

“Inflation is always and everywhere a monetary phenomenon.”

Milton Friedman, repetido à exaustão, todavia inolvidável e acrônico.

Agradecimentos

A meus pais.

A André Freitas, André Rodrigues e Marcos Fantinatti.

E a meu sagaz mestre, Prof. Dr. Marco Cavalcanti, pela grande solicitude.

Sumário

1. Introdução	8
2. A hipótese da inflação alienígena	11
3. Metas de inflação	16
4. Preços de <i>commodities</i> afetam os preços em geral?	18
4.1. A escolha dos dados, dos períodos e dos <i>lags</i> para os modelos uniequacionais.....	18
5. Modelos uniequacionais	22
5.1. O teste de Chow.....	27
6. Modelos Multiequacionais	32
6.1. VAR.....	33
6.2. VECM	36
6.3. O teste de Chow sob múltiplas equações.....	40
7. Conclusão	42
Índice de Anexo de Dados em meio eletrônico	45
Bibliografia	46

Índice de Tabelas

Tabela (1): Regressão MQO: Var. dep. IPCA; Período pós-metas; Trimestral	24
Tabela (2): Regressão MQO: Var. dep. IPCA; Período pré-metas; Trimestral.....	25
Tabela (3): Regressão MQO: Var. dep. IPCA; Período completo; Trimestral.....	26
Tabela (4): Regressão MQO: Var. dep. IPCA; Período completo; Trimestral; Teste de Chow (199T3)	28
Tabela (5): Regressão MQO: Var. dep. IPCA; Período completo; Trimestral; Teste de Chow (199T3); <i>Dummy</i> para crise das eleições de 2002.....	31

Índice de Gráficos

Gráfico (1): Crescimento do PIB em países selecionados.....	11
Gráfico (2): Preços de <i>commodities</i> e do petróleo.....	12
Gráfico (3): Variação dos juros reais em países com regime de metas.....	13
Gráfico (4): Inflação recente de países com regime de metas selecionados.....	14
Gráfico (5): IPCA, IPCA de alimentos e SELIC.....	15
Gráfico (6): Inflação em países com metas de selecionados.....	16
Gráfico (7): Função de auto-correlação do IPCA.....	20
Gráfico (8): Função de auto-correlação parcial do IPCA.....	20
Gráfico (9): Pass-through do CRB ao IPCA mensal.....	22
Gráfico (10): Pass-through do CRB ao IPCA trimestral.....	23
Gráfico (11): Dólar e Inflação no Brasil na crise da eleição de 2002.....	29
Gráfico (12): FRI's do VAR pós-metas.....	35
Gráfico (13): Elasticidade IPCA- <i>Commodities</i> : FRI do VAR normalizada.....	36
Gráfico (14): Decomposição da variância do IPCA por VAR.....	36
Gráfico (15): Comparativo das FRI's do VAR e do VEC.....	38
Gráfico (16): Preço do petróleo convertido para diversas moedas.....	38
Gráfico (17): Comparativo da decomposição da variância do IPCA por VEC e por VAR.....	39
Gráfico (18): Comparativo da decomposição da variância do IPCA por VEC pós e pré-metas.....	40
Gráfico (19): P-valores para o teste de Chow “móvel” para VAR.....	41
Gráfico (20): Elasticidade do IPCA em relação a câmbio e a <i>commodities</i>	43
Gráfico (21): CRB e CRB convertido em Reais.....	44

1. Introdução

A revista *The Economist* não costuma chegar aos lares de pessoas que têm o hábito de preocupar-se de forma pormenorizada com preços. Muito menos com preços de comida. Em dezembro de 2007 a capa do semanário proclamava “o fim da comida barata”; em abril de 2008 anunciou o que chamaram “tsunami silencioso”, que varreria o mundo sob a forma de uma crise de alimentos; mas somente em maio daquele ano explicitou que não seriam exatamente seus leitores que passariam pelo calvário anunciado, já que a “inflação está de volta, mas não onde pensam”.

A reação à ameaça inflacionária, desesperada em inúmeras ocasiões, sugeriu uma quebra estrutural, como se um novo paradigma tivesse sido estabelecido, alterando repentinamente a ordem vigente. A história recente, repleta de distorções, indica, no entanto, uma interpretação diversa: dificilmente teria acontecido de outra forma. Novos protagonistas da economia mundial, os países emergentes originaram inéditos mercados consumidores e milhões de pessoas ascenderam a classes mais abastadas. A expansão de demanda resultante levou a enorme pressão sobre os preços das mais diferentes *commodities*. Do óleo bruto às metálicas, as cotações bateram recorde atrás de recorde, mas foi nos produtos alimentícios que as preocupações maiores originaram-se.

Nos trilhos da nova trajetória da conjuntura mundial, a expansão da demanda emergente, que teve como locomotiva a Ásia – representada em peso por Índia e China – seguiram os governos dos mais diferentes países. Uma suposta mentalidade “verde” nos países ricos levou à criação de estímulos à produção de biocombustíveis e, como efeito colateral, à distorção dos incentivos aos agricultores. Fazendeiros migraram para culturas subsidiadas (não necessariamente eficientes) cujos preços deveriam convergir com os do petróleo por arbitragem. Esta mudança na escolha do que plantar pressionou ainda mais os preços dos alimentos por duas vias: primeiramente, por conta da menor propensão a cultivar gêneros não subsidiados, e, finalmente, por causa da arbitragem com o petróleo, que no primeiro semestre de 2008 alcançou altas históricas. Não bastassem as distorções via subsídios, vários governos decidiram obstruir ou banir exportações de gêneros alimentícios para conter os preços internos e tornar a situação ainda mais penosa para os importadores daqueles produtos.

E os ecos de um passado de descontrole de preços retumbaram por todas as terras. A estabilidade política de muitas¹ esteve em xeque. Para conter a inflação de alimentos, diversas medidas heterodoxas foram adotadas, incluindo o controle de preços. E a resposta das autoridades monetárias muitas vezes, pode argumentar-se, tardou. Ao fim do primeiro semestre de 2008, de um rol de dezessete² países ou regiões³ com metas implícitas ou explícitas de inflação, apenas dois⁴ adequavam-se ao alvo anunciado.

Com índices de preços escapando às rédeas das autoridades monetárias desta miríade de países, dúvidas acerca do regime de metas inevitavelmente foram levantadas: sua falência foi declarada por Joseph Stiglitz em jornal brasileiro e Ben Bernanke, patrono do sistema quando acadêmico, no posto de *chairman* do Fed optou por estabilizar o produto americano, num explícito mandato duplo da instituição, denotando comprometimento tanto com o emprego quanto (ou nem tanto) com o combate à inflação.

Neste contexto de recrudescimento dos obstáculos à estabilidade monetária, o Brasil teve desempenho superior ao de muitos de seus pares. As expectativas de inflação escaparam à meta, para reconvergir⁵ na seqüência das decisões do Copom, em que o BC, “com vistas a promover tempestivamente a convergência da inflação para a trajetória de metas”⁶, vem elevando consistentemente a taxa SELIC⁷.

Choques inflacionários não são novidade e tampouco evanesceram no passado, mas esta é a primeira vez após anos de estabilidade que nos defrontamos com a ameaça do retorno do descontrole dos preços. Dos dois episódios que a memória popular dos

¹ Países como Haiti e Vietnam enfrentaram severos protestos, no primeiro semestre do ano, decorrentes da subida de preços de alimentos. Fonte: The Economist.

² Hungria, Colômbia, México, Polônia, África do Sul, Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Suécia, Zona do Euro, Turquia, Brasil, Peru, Chile, EUA, Filipinas e Vietnam. Fonte: Bloomberg, The Economist Intelligence Unit e Bancos Centrais.

³ A Zona do Euro incluía, à época da publicação deste trabalho, Áustria, Bélgica, Chipre, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Malta, Países Baixos, Portugal, Eslovênia e Espanha.

⁴ Canadá e Brasil. Foi adotada como critério a diferença entre a meta para o ano de 2008 e a inflação acumulada em 12 meses até maio de 2008. Fonte: respectivos Bancos Centrais.

⁵ Segundo o Relatório Focus do BC, em 29/02/08, a mediana das expectativas para o IPCA de 2008 era 4,41%, passando a 6,56% e superando a banda superior de 6,5% da meta em 31/07/08, voltando ao *range* em 29/08/08, quando chegou a 6,32%.

⁶ Ata da 137ª reunião do Copom de 09 e 10 de setembro de 2008

⁷ Estável em 11,25% a.a. desde setembro de 2007, passou 11,75% a.a. em abril de 2008, chegando a 13,75% em setembro de 2008.

mais jovens permite recordar, 1999 e 2003, apenas há lembrança das queixas dos mais velhos, que pareciam apenas resmungos. Agora, quase uma década depois daquele repique inflacionário de 1999, resultado da maxi-desvalorização, talvez seja possível à nova geração dimensionar melhor a ameaça que representa a escalada dos preços à dignidade humana. E não são poucos os que sofrem com inflação alta.

Tomando as publicações de todo tipo, da grande mídia a *working papers* de grandes mentes, o surto inflacionário mundial talvez só tenha tido o espaço de cobertura superado pela crise hipotecária e creditícia americana. Foram meses a fio de ameaças e hesitação. Milhões estiveram e estão sob risco de voltar ou passar a integrar as estatísticas de pobreza extrema, governos de toda parte tomaram medidas desesperadas e inúmeros terminaram por agravar o calvário das massas, ansiosas a cada má notícia publicada acerca da crise dos preços de alimentos. E muitos governos acomodaram o choque de preços, mantendo políticas monetárias frouxas, diversos outros adotaram a prática de “*beggar thy neighbour*”, vários optaram por alimentar os tubarões da reserva de mercado com incentivos distorcidos à produção de biocombustíveis ineficientes, e alguns caíram⁸.

No meio desse turbilhão, vozes do poder brasileiro declararam o país blindado. Blindagem esta que supostamente se estenderia, protegendo-nos do *subprime* e tornando-nos à prova de inflação. E as mentes de que emanavam estas vozes por vezes esqueceram-se de que não havia sido sem custo a conquista de uma política monetária com credibilidade, e acenaram com estratégia que poria em risco a reputação conquistada com tanto esforço pelo Banco Central. E não passou um dia sequer sem que a dúvida acometesse os mais diferentes economistas: podemos contar com o regime de metas para livrar-nos de ver espiralar em círculo vicioso a conquista da estratégia antiinflacionária de maior sucesso até aqui?

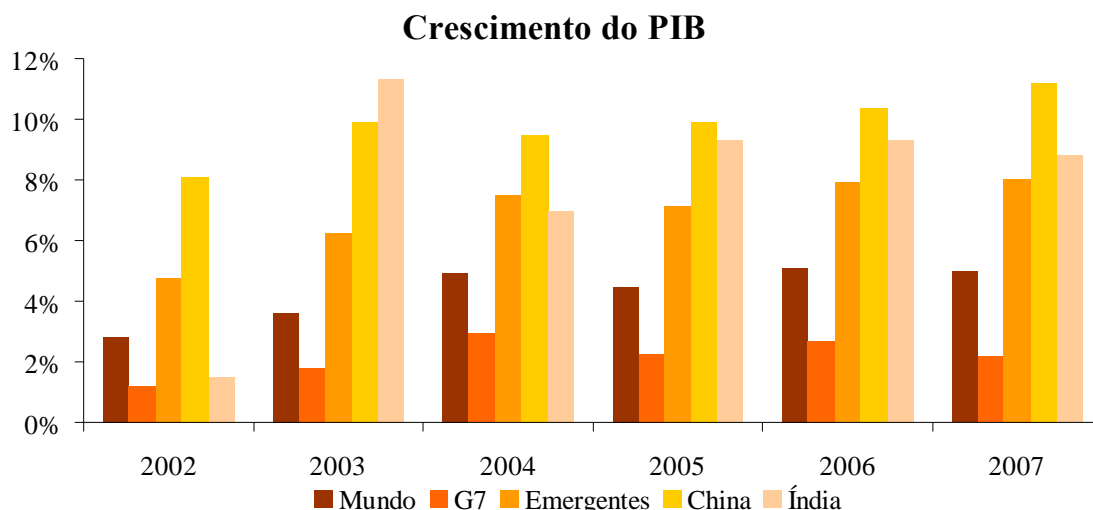
Esta monografia tem por objetivo investigar o papel do regime de metas brasileiro no combate ao choque de preços de *commodities* que se observou no segundo semestre de 2007 e no primeiro semestre de 2008.

⁸ O primeiro-ministro do Haiti, por exemplo, viu-se obrigado a deixar o cargo em maio de 2008, quando populares tomaram as ruas em protestos ligados à subida dos preços de alimentos.

2. A hipótese da inflação alienígena

De 2002 até 2007, o PIB mundial cresceu a uma taxa média de 4,26%⁹ ao ano, número estranho aos anais da história recente. À frente deste inédito avanço da prosperidade, as economias dos países emergentes chegaram a quase equiparar sua fatia do bolo da riqueza mundial àquela do primeiro mundo¹⁰. E os mais notáveis dos outrora coadjuvantes, doravante co-protagonistas da economia mundial, foram a Índia e a China, que apresentaram taxas de crescimento espetaculares. O **gráfico (1)** apresenta as taxas de variação do produto da China, da Índia, dos países Emergentes e dos membros do G7¹¹ entre os anos de 2002 e 2007.

Gráfico (1): Crescimento do PIB em % ao ano para países e grupos de países selecionados.



O caso mais excepcional é, sem dúvida, o da China. Uma espécie de Leviatã¹² sedado durante décadas pelos distúrbios inerentes à escolha de um regime incorreto, a maior força de trabalho do mundo precisava apenas de algumas brechas para fazer despertar sua força avassaladora, expressa em ganhos de escala e de produtividade. E as poucas concessões do Estado Chinês às realizações privadas foram o suficiente para que o monstro tornasse à vigília. As liberdades a que aspira todo indivíduo ainda encerram-

⁹ Média simples do crescimento real do produto mundial segundo o *World Economic Outlook*. Fonte: FMI, Outubro (2008)

¹⁰ Segundo dados do FMI, em 2007 o PIB dos países em desenvolvimento representava 43,7% do PIB mundial. Os valores foram ajustados para a paridade do poder de compra.

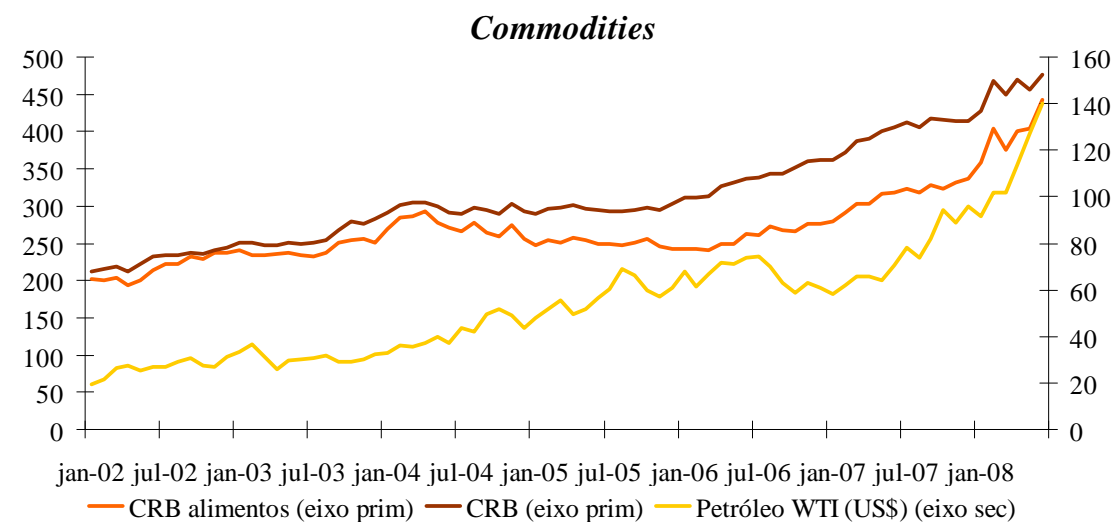
¹¹ Estados Unidos, Japão, Alemanha, França, Reino Unido, Canadá e Itália.

¹² Neste caso a analogia refere-se ao monstro bíblico.

se ao estado onírico, mas a pouca abertura dos últimos anos bastou para reanimar o apetite do Dragão. Comunista de pouco refinamento, o planejamento central chinês direcionou a fome do Leviatã¹³ a materiais brutos, *commodities*. Naquele país e em seus pares¹⁴, a demanda por produtos primários explodiu. Na China era preciso atender a uma burocracia caprichosa, ávida por betonagem e aço, e à demanda alimentar de novas classes a emergir, que, se antes comiam pouco, agora teriam pratos mais cheios, e, se já comiam o bastante, tornariam mais apurado o paladar; sem falar no relativo ostracismo a que seria relegada a bicicleta, tão tradicional em outros tempos, com a popularização dos automóveis nas grandes cidades.

O reflexo sobre os preços das *commodities* foi expressivo e generalizado. Sendo válida a aplicação da descrição do caso chinês aos outros emergentes (em menor escala), a soma dos efeitos resultantes deste movimento aos das quebras de safras, secas e estoques baixos tornaram os alimentos um gênero ainda mais sensível e suas cotações dispararam além das de outras *commodities*. O **gráfico (2)** expõe a dinâmica dos preços das *commodities* em geral, das alimentares e do petróleo.

Gráfico (2): Índices de preços de *commodities* (no eixo primário) e cotações do petróleo em dólares (no eixo secundário).



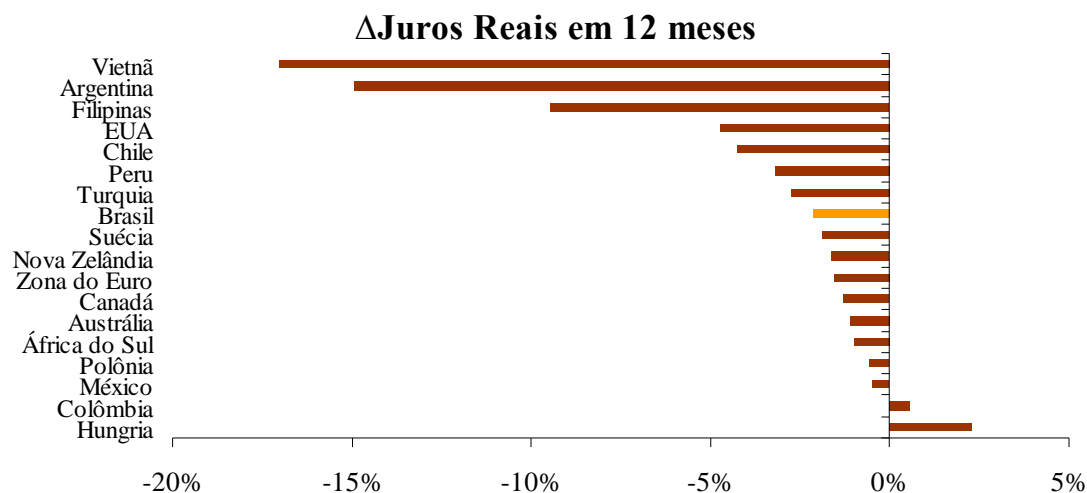
Fonte: Bloomberg

¹³ Desta vez vale a ambigüidade com Hobbes.

¹⁴ Os emergentes, não os comunistas.

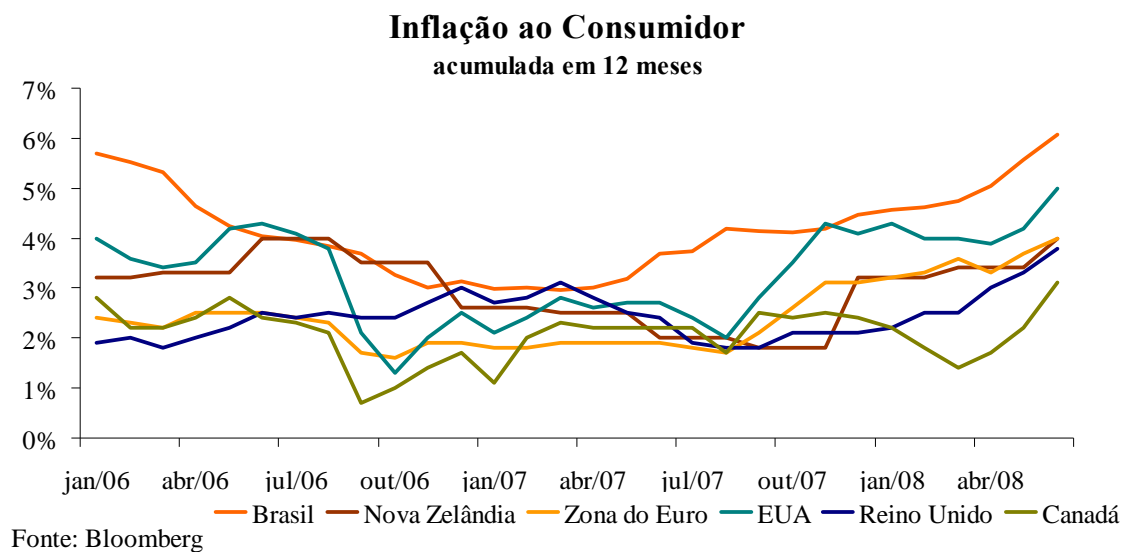
A análise ordinária dos impactos deste avanço das cotações das *commodities* é a da ocorrência de um choque exógeno. A interpretação mais corriqueira à época era a de que se deparavam as autoridades monetárias com um ser alienígena, um filhote de inflação que em seus colos havia sido depositado, e cuja paternidade desconhecida deveria redundar em sua acomodação. Acomodaram, então, em sua maioria, o suposto choque exógeno. E nem as metas de inflação, que supostamente concederiam maior rigidez às ações de política monetária, foram suficientes para disciplinar os Bancos Centrais. Abundaram também medidas heterodoxas para aplacar a subida de preços internos, sobretudo a de alimentos. O **gráfico (3)** apresenta a acomodação dos Bancos Centrais ao apresentar a variação dos juros reais nos países comprometidos com as metas de inflação. Já o **gráfico (4)** nos dá a dimensão do comportamento recente dos preços em alguns países selecionados.

Gráfico (3): Variação dos juros reais em países com regime de metas selecionados em maio de 2008. Número dado pela variação dos juros nominais entre maio de 2008 e maio de 2007 subtraída da variação da inflação acumulada em 12 meses entre os mesmos meses.



Fonte: The Economist Intelligence Unit e Bloomberg

Gráfico (4): Inflação ao consumidor segundo o *CPI*¹⁵ de países com regime de metas (à exceção dos EUA, que não têm meta explícita) selecionados.

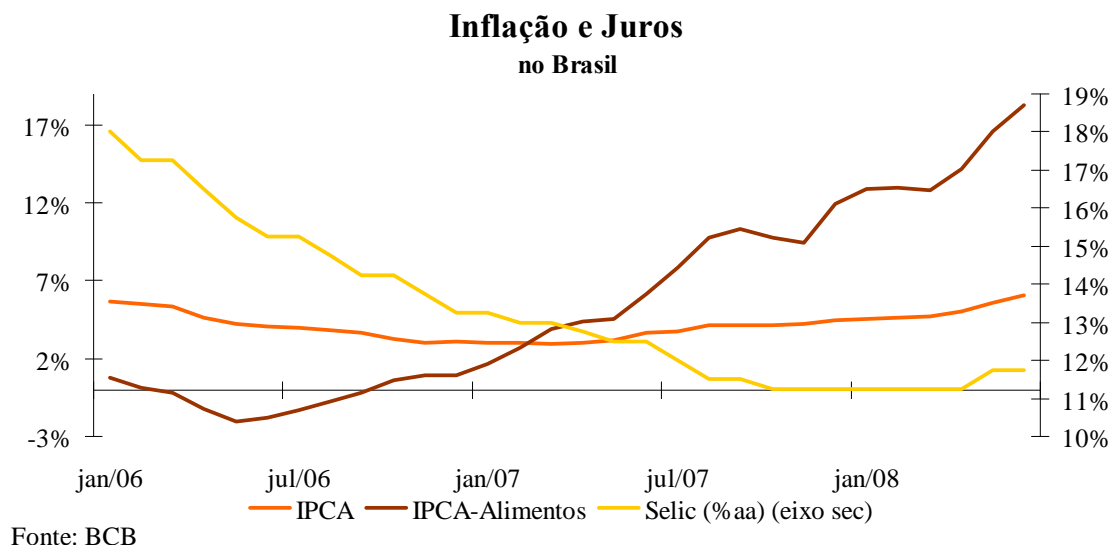


Disciplinado como nunca antes na história, o Brasil virou exemplo de austeridade monetária. Aos sinais de que a inflação estava em vias de regressar, assistimos à intervenção quase *cold turkey* de um Banco Central bastante *hawkish*, já que, puxado pelos alimentos, o IPCA acumulado em 12 meses assustou ao bater a marca de 6,06% em Junho de 2008. As expectativas de inflação manifestaram-se rapidamente em conjecturas cada vez mais pessimistas. No **gráfico (5)** fica claro o movimento dos preços, em especial os de alimentos, e da SELIC em princípio¹⁶ de resposta do BC.

¹⁵ Do inglês *Consumer Price Index*, Índice de Preços ao Consumidor.

¹⁶ Meses à frente, o BC iria muito mais longe, elevando a SELIC a 13,75% a.a.

Gráfico (5): Inflação brasileira medida pelo IPCA e pelo IPCA de alimentos e bebidas (ambas no eixo primário), acumuladas em 12 meses, e a SELIC meta em pontos percentuais ao ano (no eixo secundário).



Em redutos obscuros, as vozes da heterodoxia brasileira bradaram e os locutores brandiram bandeiras estruturalistas, meneando-as em *marketing* intenso nos periódicos nacionais. Deram-lhes ouvidos e o resultado foi uma enorme pressão para que a diretoria do BC se desse conta de que estávamos a importar inflação alheia, além da tentativa de convencer a opinião pública de que não poderia haver maior anacronismo que acreditar que “a inflação é sempre e em todos os lugares um fenômeno monetário”¹⁷.

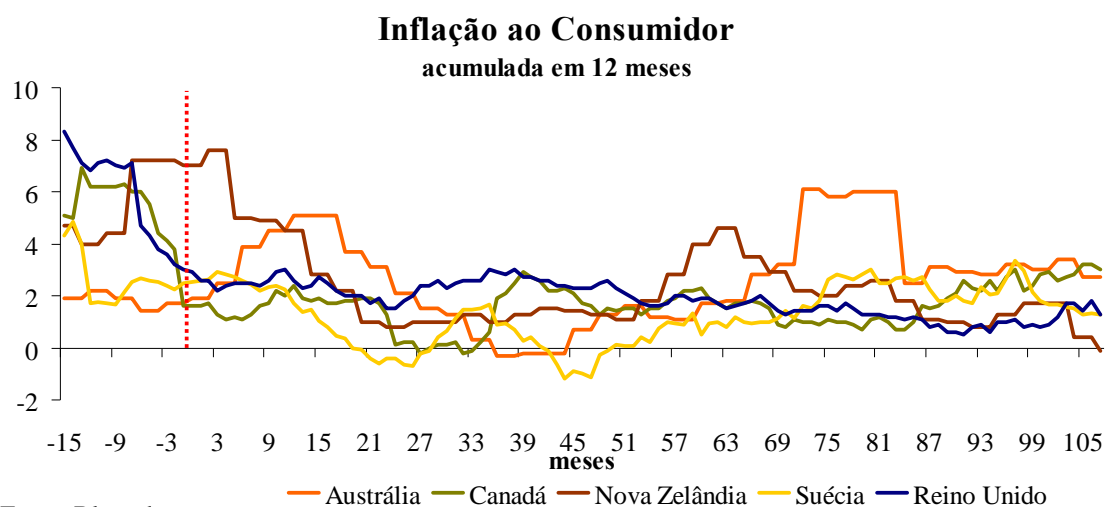
Se a afronta à máxima monetarista fosse realmente válida, a acomodação talvez tivesse sido um caminho natural a ser seguido pelo Comitê de Política Monetária (Copom) do BC. Bastaria aguardar até que os preços externos estabilizassem-se em um dado patamar para que se extingüissem os efeitos de sua variação e que o impacto sobre os preços como um todo cessasse. É claro que fazer ouvidos moucos a Friedman só poderia ser ingenuidade ou má-fé, já que: se a inflação não poderia ter outra origem que não a expansão da moeda, seria impossível que fosse exógena a *todos*. No entanto, uma economia inserida no contexto mundial como o Brasil, por menor que seja sua abertura, poderia, sim, sofrer os reveses de um choque exógeno. Partindo da hipótese de que este poderia ser nosso caso, as seções subseqüentes tratarão de escrutinar os dados para averiguar se os preços em geral respondem a variações naquelas das *commodities*.

¹⁷ Milton FRIEDMAN (1971).

3. Metas de inflação

Em abril de 1990, o Banco Central neozelandês dava a largada para a materialização de um dos regimes de política monetária mais audaciosos, senão o mais, já concebidos pelos teóricos em economia. A autoridade monetária do pequeno país anunciou, na referida data, que perseguiria uma taxa de inflação de 3% a 5% para aquele mesmo ano. Nos anos seguintes, na esteira do aparente sucesso da Nova Zelândia em derrotar a inflação, seguiram o exemplo diversos outros nações. E, a despeito das indagações levantadas por aqueles que se opõem ao regime¹⁸, os países em que houve disciplina no cumprimento da regra anunciada, o período subsequente à adoção das metas foi, em geral, de estabilidade de preços e de produto¹⁹.

Gráfico (6): Inflação ao Consumidor acumulada em 12 meses em países com metas de inflação selecionados. O eixo x indica o número de meses anteriores (negativos) e posteriores (positivos) à adoção do regime e a linha tracejada denota a data²⁰ de sua introdução (mês zero).



Fonte: Bloomberg

Nove anos depois chegaria a vez do Brasil e, em 21 de junho de 1999, o Sr. Presidente Fernando Henrique Cardoso baixou o decreto que estabelecia, “como diretriz para fixação do regime de política monetária, a sistemática de ‘metas para a

¹⁸ BALL e SHERIDAN (2007) enumeram as críticas de vários autores ao regime de metas.

¹⁹ BALL e SHERIDAN (2007), por mais que não cheguem a respostas claras à dúvida que queriam elucidar – se o regime de metas de inflação realmente importa – apresentam dados que deixam clara a correlação entre o regime e a estabilidade de preços e do produto.

²⁰ BALL e SHERIDAN (2007).

inflação”²¹. No comando do Banco Central do Brasil (BC), Armínio Fraga tornava-se, pois, precursor de um novo caminho para o Brasil e seria o primeiro a ter à disposição esta fantástica ferramenta. Tentaremos neste trabalho quantificar os benefícios trazidos por ela.

Antes que possamos testar as mudanças no combate à inflação geradas pelo advento do novo regime, é preciso, no entanto, averiguar a validade da transmissão dos preços de *commodities* aos preços correntes. A princípio, aos olhos de um especialista, ou mesmo aos de um não-economista, esta relação parece simples, clara e direta. Na próxima seção tentaremos esclarecer esta relação.

²¹ Decreto 3.088 de 21/06/1999.

4. Preços de *commodities* afetam os preços em geral?

Chega a parecer óbvio que a resposta à epígrafe seja *sim*. Nada mais lógico e natural do que produtores repassando aos preços finais os aumentos de seus custos com produtos primários, como soja, minério de ferro e petróleo. Além disso, é de esperar-se que desvalorizações cambiais e o aumento da atividade impactem positivamente²² os preços. A intuição econômica diz-nos, no entanto, que esta causalidade não é contemporânea, ou ao menos não estritamente. O descompasso entre os movimentos das variáveis e seus efeitos sobre as outras impõe-nos, um desafio: descobrir quanto tempo leva para que alterações nas variáveis explicativas produzam efeitos sobre os preços em geral. A esta indagação damos uma resposta na subseção que segue.

4.1. A escolha dos dados, dos períodos e dos *lags* para os modelos uniequacionais

Em pesquisa econômica, é corriqueiro que a intuição origine uma estória, sob a forma de uma quase-crônica, que culminará em uma hipótese, que, por sua vez, dará, por fim, origem à elaboração de uma especificação econométrica. Conosco não foi diferente e cremos que o câmbio²³, *commodities*²⁴ e o nível de atividade deveriam afetar os preços positivamente. Conjecturamos também que os efeitos destas variáveis poderiam ser contemporâneos ou²⁵ não, mas que não deveriam tardar mais de 12 meses, já que em horizontes de duração maior a interação entre tantas variáveis embutiria acontecimentos cuja interpretação inexistiria ou pouco poderia explicar o presente.

Partindo destes pontos, usamos uma abordagem de “força bruta”. Elaboramos um algoritmo recursivo capaz de criar quantas equações fossem necessárias para extinguir

²² Que fique claro que “positivo” é apenas o sentido do efeito causal das variáveis sobre os preços – supõe-se que seja maior que zero.

²³ O câmbio no Brasil e em nossos modelos é sempre medido pela quantidade de moeda nacional necessária para comprar uma unidade da moeda estrangeira.

²⁴ Notemos que os termos “preços de *commodities*” e “*commodities*” são intercambiáveis ao longo do trabalho em nome da simplicidade textual.

²⁵ Ou não-exclusivo, no sentido matemático de união, ou seja, os efeitos poderiam ser contemporâneos ou não-contemporâneos ou ainda contemporâneos e não contemporâneos.

todas as combinações possíveis e coerentes das variáveis nas suas mais diferentes defasagens. Usando nosso pacote econométrico, inserimos as equações sugeridas pelo algoritmo na linha de comando para estimá-las. De posse das estimativas, criamos, a cada vez, um *ranking* em ordem crescente do critério de informação de Akaike para escolher as “melhores” equações. Estas inúmeras estimações seguiam um modelo semelhante a:

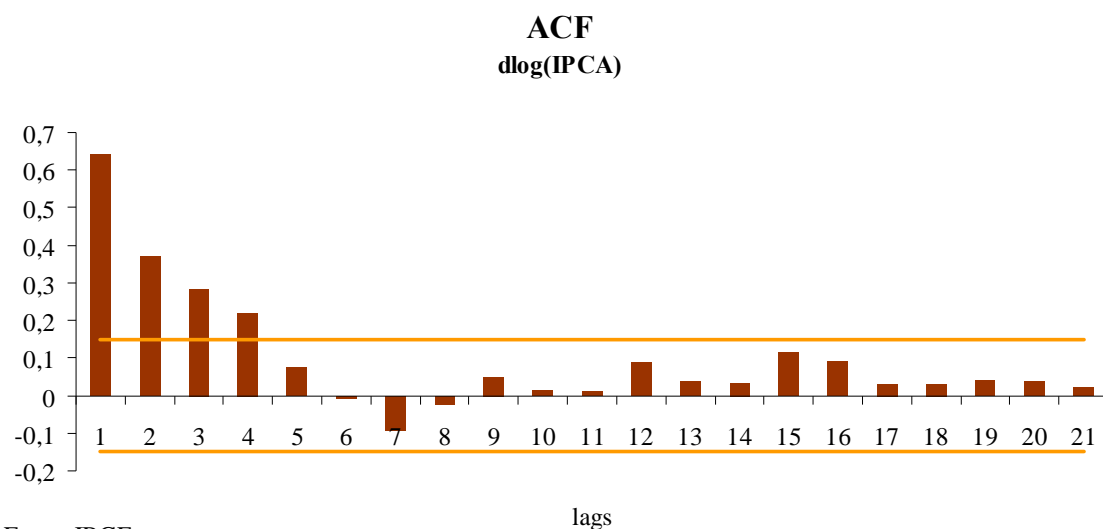
$$ipca_t = cte + \sum_{i=1} \beta_{ipca} ipca_{t-i} + \sum_i \beta_{cambio} cambio_{t-i} + \sum_i \beta_{crb} crb_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

A equação (1) evidencia algumas de nossas escolhas. Como medida de nível de preços, usaremos o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) calculado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Selecionamos como variáveis exógenas²⁶: (a) a média mensal das cotações diárias de fechamento do dólar comercial (CAMBIO); e (b) um dos seguintes índices de preços de *commodities* em periodicidade mensal: o Reuters/Jefferies Index do Commodity Research Bureau (CRB), o The Economist Commodity Price Index (ECON) e o índice geral de *commodities* calculado pelo Instituto Pesquisa Econômica Aplicada (COMMD). Usado há mais de 50 anos como *benchmark* dos mercados mundiais, o CRB foi nossa primeira opção e a que se mostrou mais promissora nas regressões uniequacionais. O primeiro termo à direita da equação (1) explicita o que nos diz a intuição acerca da inércia inflacionária. Parece-nos bastante plausível a hipótese de que os preços de hoje sejam explicados em parte pelos preços passados, num processo auto-regressivo de ordem p , AR(p). A observação das funções de Auto-correlação (ACF) e de Auto-correlação Parcial (PACF)²⁷ para a série mensal da primeira diferença log do IPCA, nos Gráficos (7) e (8) sugere que o processo gerador seja auto-regressivo de ordem um, AR(1), por conta do decaimento exponencial direto da ACF na primeira defasagem e do fato de na PACF todos exceto o primeiro coeficiente serem estatisticamente iguais a zero.

²⁶ Também foram testados o Produto Interno Bruto (PIB), a Produção Industrial medida pelo IBGE e o Nível de Utilização da Capacidade Instalada (NUCI) da Confederação Nacional da Industrial (CNI), mas os resultados não foram satisfatórios, mesmo quando utilizamos o filtro Hodrick-Prescott (HP) para avaliar apenas os efeitos do hiato do nível de atividade.

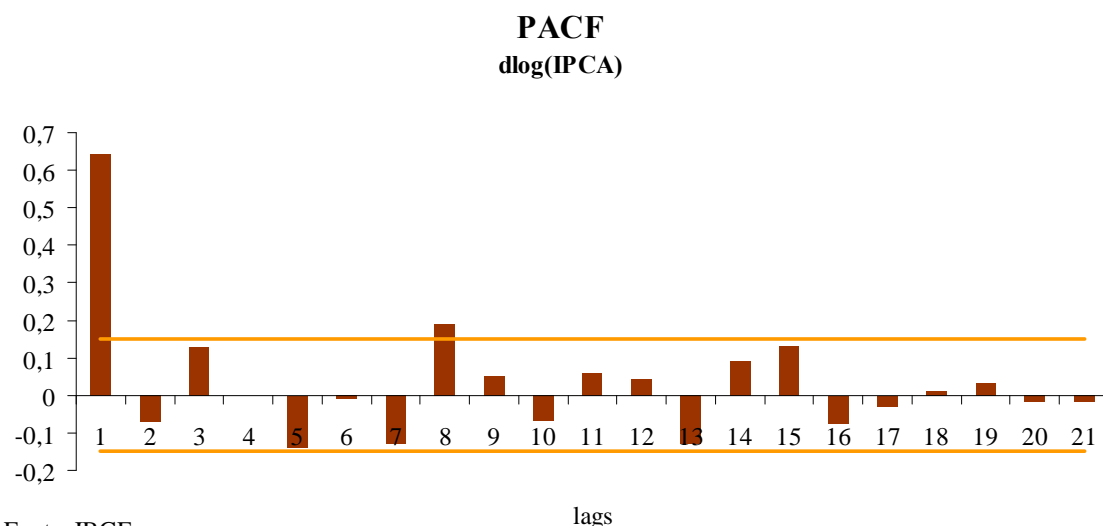
²⁷ Das siglas em inglês: *Autocorrelation function* e *Partial Autocorrelation function*.

Gráfico (7): Função de auto-correlação para a primeira diferença do log do nível do IPCA.



Fonte: IBGE

Gráfico (8): Função de auto-correlação parcial para a primeira diferença do log do nível do IPCA.



Fonte: IBGE

Optamos, para a estimação dos *lags*, por utilizar todas as variáveis em primeira diferença do log²⁸ e somente a partir de agosto de 1999, mês seguinte à instituição do regime de metas de inflação no Brasil. Esta escolha pela janela de tempo restrita ao período pós-metas deve-se ao fato da possibilidade de ter havido uma quebra estrutural (justamente aquela que este trabalho busca estimar num último estágio) no processo inflacionário do país. Restringimos, também, o limite superior da amostra a junho de

²⁸ Neperiano, aqui e nas próximas menções a logaritmos no texto.

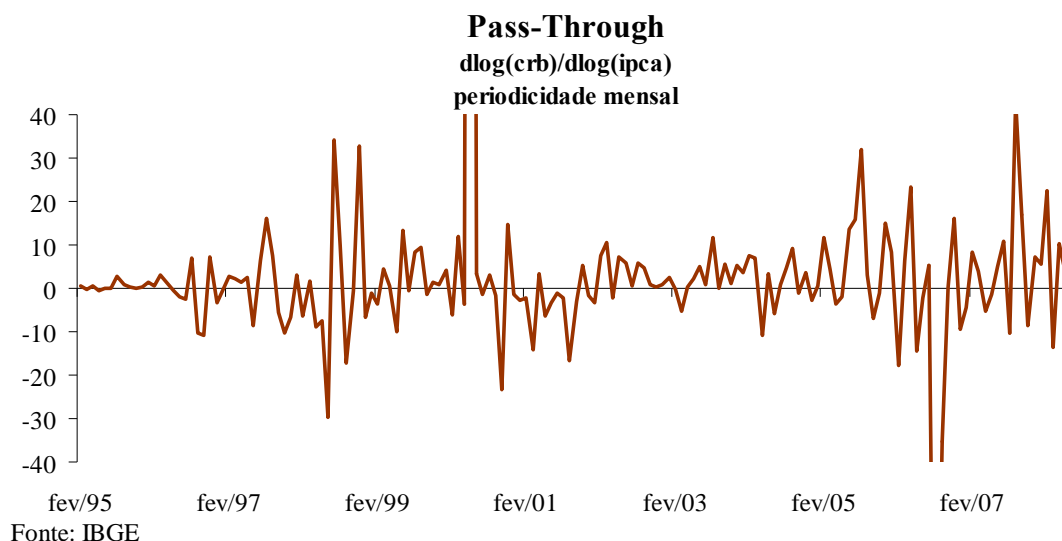
2008 por conta da imprevisibilidade que passou a reinar na economia mundial após o *spillover* da crise do *subprime*.

De posse das “melhores” equações sugeridas pelo *ranking* obtido a partir do uso de nosso algoritmo para o período pós-metas, aplicamo-nas ao período pré-metas e à amostra completa, de janeiro de 1995 a junho de 2008, para investigar a existência de uma quebra estrutural na relação causal entre *commodities* e a inflação brasileira.

5. Modelos uniequacionais

Antes de partirmos à econometria, julgamos procedente utilizar uma medida simples de *pass-through*²⁹: a razão entre a taxa de variação³⁰ dos preços de *commodities* e a inflação medida pelo IPCA. Calculamos a razão tanto para as variações mensais quanto para as trimestrais das variáveis. A impossibilidade de extrairmos conclusões a partir desta medida é evidenciada pelos **Gráficos (9)**³¹ e **(10)**. A observação gráfica do comportamento do repasse por esta ótica não nos permite fazer qualquer afirmação acerca de mudanças estruturais em seu comportamento.

Gráfico (9): Pass-through do CRB ao IPCA, dado pela razão entre as primeiras diferenças dos logs de cada variável, que estão em periodicidade mensal.

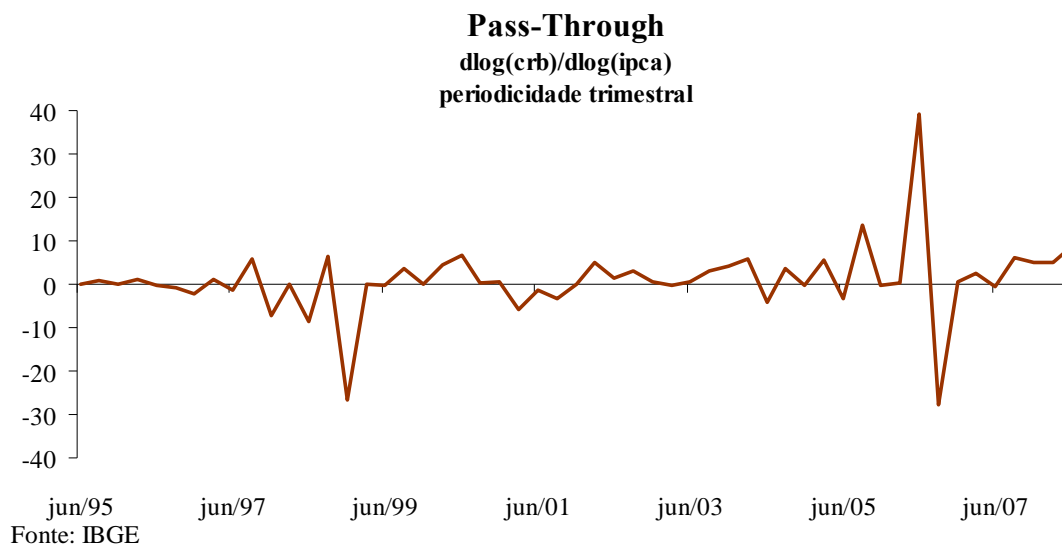


²⁹ Esta foi a medida utilizada por DE GREGORIO, LANDERRETICHE e NEILSON (2007) para iniciar sua investigação acerca da mudança no repasse dos preços do óleo bruto ao *Consumer Price Index* (CPI) dos Estados Unidos.

³⁰ Leia-se, daqui em diante: primeira diferença do log do nível das variáveis.

³¹ A escala do gráfico do (9) *pass-through* em periodicidade mensal foi modificada de forma a, intencionalmente, deixar as observações de maior módulo fora da área visual para que não houvesse distorções relativas, e para que houvesse homogeneidade em relação ao gráfico anterior.

Gráfico (10): Pass-through do CRB ao IPCA, dado pela razão entre as primeiras diferenças dos logs de cada variável, que estão em periodicidade trimestral.



A próxima etapa a ser cumprida foi o estudo dos resultados obtidos através da metodologia de “força bruta” anteriormente descrita. Um fato que nos chamou a atenção foi o de os coeficientes estimados para o nível de atividade³² não terem sido significativos. Por conta disso, ativemo-nos, pelos menos nos modelos com apenas uma equação, ao câmbio e aos preços de *commodities* como variáveis exógenas.

Os modelos com a série mensal mostraram-se inconclusivos, provavelmente por conta da volatilidade das séries, sobretudo a de *commodities*. Já os resultados com as variações trimestrais das variáveis³³ mostraram-se mais coerentes, talvez por embutirem certa suavização. Chegamos, portanto, ao modelo descrito na **Tabela (1)**, que contém uma defasagem para cada variável explicativa – inclusive o próprio IPCA – e o CRB contemporâneo.

³² Usamos tanto a primeira diferença do log do nível quanto os desvios da tendência de longo prazo do nível de atividade obtidos com o filtro HP.

³³ Primeira diferença entre o log do nível contemporâneo de cada variável e o de três meses antes.

Tabela (1): Regressão MQOVariável dependente: dlog(ipca)

Amostra: 2000:T1-2008:T2 (pós-metas). Per: trimestral

	coeficiente	erro-padrão	est-t	p-valor	
constante	0,0089	0,0024	3,6414	0,0011	***
$\text{dlog(cambio)}(-1)$	0,0966	0,0178	5,4250	0,0000	***
dlog(crb)	0,0500	0,0234	2,1360	0,0412	**
$\text{dlog(crb)}(-1)$	0,0521	0,0247	2,1070	0,0439	**
$\text{dlog(ipca)}(-1)$	0,3617	0,1133	3,1910	0,0034	***

Média da variável dependente = 0,0169958

Desvio-padrão da variável dependente = 0,0118572

Soma dos quadrados dos resíduos = 0,00171942

Erro-padrão da regressão = 0,00770002

R2 não-ajustado = 0,62940

R2 ajustado = 0,57828

Estatística-F (4, 29) = 12,3128 (p-valor < 0,00001)

Estatística de Durbin-Watson = 2,49134

Coeficiente de autocorrelação de primeira ordem = -0,268466

Critério de informação de Akaike (AIC) = -229,845

Critério Schwarz Bayesiano (BIC) = -222,213

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -227,242

(*)90% (**)95% (***)99%

O Modelo da **Tabela (1)** tem resultados em linha com o que se poderia esperar em termos de teoria econômica. O uso de variáveis trimestrais e a presença de duas defasagens dos preços de commodities dificultam um pouco a compreensão dos coeficientes em termos quantitativos e de elasticidades, mas fica evidente que há um importante componente inercial no processo gerador da inflação, assim como os efeitos positivos³⁴ dos preços de *commodities* e do câmbio. De posse de nossos resultados, pusemo-nos a testar a hipótese de uma mudança no efeito causal das *commodities* sobre os preços. Aplicamos, em seguida, a equação usada no modelo da **Tabela (1)** ao período anterior à instituição do regime de metas, mas os resultados não foram satisfatórios (nenhum coeficiente foi significativo) e estão sumariados no modelo da **Tabela (2)**.

³⁴ Novamente, vale ressaltar que o efeito é positivo porque os preços sobem quando as variáveis sobem, ao contrário do que poderia sugerir a semântica estritamente aplicada.

Tabela (2): Regressão MQOVariável dependente: dlog(ipca)

Amostra: 1995:T2-1999:T2 (pré-metas). Per: trimestral

	coeficiente	erro-padrão	est-t	p-valor
constante	0,0154	0,0111	1,3920	0,1891
$\text{dlog(cambio)}(-1)$	-0,0306	0,0393	-0,7792	0,4510
dlog(crb)	0,1635	0,1726	0,9477	0,3620
$\text{dlog(crb)}(-1)$	0,0697	0,1591	0,4381	0,6691
$\text{dlog(ipca)}(-1)$	0,4264	0,3242	1,3150	0,2130

Média da variável dependente = 0,0210194

Desvio-padrão da variável dependente = 0,0196785

Soma dos quadrados dos resíduos = 0,00319258

Erro-padrão da regressão = 0,016311

R2 não-ajustado = 0,48473

R2 ajustado = 0,31297

Estatística-F (4, 12) = 2,82216 (p-valor = 0,0732)

Estatística de Durbin-Watson = 1,84613

Coeficiente de autocorrelação de primeira ordem = -0,193051

Critério de informação de Akaike (AIC) = -87,6185

Critério Schwarz Bayesiano (BIC) = -83,4524

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -87,2044

(*)90% (**)95% (***)99%

Já a aplicação à amostra inteira, desde o primeiro trimestre de 1995, resultou em resultados mais consistentes, como mostrado na tabela do Modelo da **Tabela (3)**. Embora o coeficiente associado aos preços contemporâneos das *commodities* não seja significativo, o p-valor (0,0621) do teste de sua exclusão concomitante à exclusão da primeira defasagem não nos permite³⁵ aceitar a hipótese nula de que ambos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero, ou seja, os preços contemporâneos e em uma defasagem, conjuntamente, são significativos.

³⁵ Dependendo de nosso conservadorismo quanto ao nível de significância, dado o p-valor.

Tabela (3): Regressão MQOVariável dependente: dlog(ipca)

Amostra: 1995:T2-2008:T2 (todo o período). Per: trimestral

	coeficiente	erro-padrão	est-t	p-valor	
constante	0,0086	0,0022	3,8500	0,0004	***
$\text{dlog(cambio)}(-1)$	0,0391	0,0162	2,4120	0,0198	**
dlog(crb)	0,0383	0,0267	1,4370	0,1572	
$\text{dlog(crb)}(-1)$	0,0528	0,0282	1,8710	0,0675	*
$\text{dlog(ipca)}(-1)$	0,3982	0,0977	4,0740	0,0002	***

Média da variável dependente = 0,017486

Desvio-padrão da variável dependente = 0,0126079

Soma dos quadrados dos resíduos = 0,00466997

Erro-padrão da regressão = 0,009968

R2 não-ajustado = 0,42395

R2 ajustado = 0,37492

Estatística-F (4, 47) = 8,64747 (p-valor = 2,57e-005)

Estatística de Durbin-Watson = 2,31335

Coeficiente de autocorrelação de primeira ordem = -0,15886

Critério de informação de Akaike (AIC) = -326,958

Critério Schwarz Bayesiano (BIC) = -317,202

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -323,218

(*)90% (**)95% (***)99%

Teste de significância conjunta**Hipótese Nula: Os parâmetros da regressão são zero para as variáveis** dlog(crb) $\text{dlog(crb)}(-1)$ **Estatística de teste: $F(2,47) = 2,95048$** **p-valor = 0,0620737**

5.1. O teste de Chow

Usamos o último modelo descrito, da **Tabela (3)**, e realizamos o teste de Chow para investigar a existência de uma quebra estrutural no processo gerador da inflação a partir do terceiro trimestre de 1999, época da adoção do regime de metas no Brasil. Em outras palavras, buscamos averiguar se para a equação **(2)**, a hipótese nula descrita em **(3)** poderia ser rejeitada.

$$\begin{aligned}
 ipca_t = cte + \sum_{i=0}^1 \beta_{crb,i} \cdot crb_{t-i} + \beta_{cambio} \cdot cambio + \beta_{ipca} \cdot ipca_{t-1} + (...) \\
 (...) + \beta_D \cdot D + \sum_{i=0}^1 \beta_{crb,i,d} \cdot D \cdot crb_{t-i} + \beta_{cambio,d} \cdot cambio + \beta_{ipca,d} \cdot D \cdot ipca_{t-1}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$H_0 : \beta_D = 0, \beta_{crb,i,d} = 0, \beta_{cambio,d} = 0, \beta_{ipca,d} = 0; i = \{0,1\} \tag{3}$$

O p-valor do teste da omissão da *dummy* e das variáveis criadas a partir da interação desta mesma *dummy* com as *commodities*, com o câmbio e com a primeira defasagem do IPCA, de 0,0013, permite-nos rejeitar com bastante confiança a hipótese nula **(3)** e, portanto, rejeitar a **não**-ocorrência de uma quebra estrutural, o que é o mesmo que admitir a existência da quebra. Os resultados obtidos com o teste de Chow aplicado ao terceiro trimestre de 1999 são descritos no modelo da **Tabela (4)**.

Tabela (4): Regressão MQO aumentada. Teste de ChowVariável dependente: dlog(ipca)

Amostra: 1995:T2-2008:T2 (todo o período). Per: trimestral

	coeficiente	erro-padrão	est-t	p-valor	
constante	0,0216	0,0058	3,7160	0,0006	***
$\text{dlog(cambio)}(-1)$	-0,0303	0,0202	-1,4960	0,1422	
dlog(crb)	0,2305	0,0896	2,5720	0,0137	**
$\text{dlog(crb)}(-1)$	0,1740	0,0841	2,0700	0,0446	**
$\text{dlog(ipca)}(-1)$	0,1180	0,1763	0,6693	0,5070	
Dummy	-0,0122	0,0064	-1,9170	0,0621	*
$\text{dlog(cambio)}(-1)*D$	0,1248	0,0278	4,4870	0,0001	***
$\text{dlog(crb)}*D$	-0,1780	0,0931	-1,9110	0,0628	*
$\text{dlog(crb)}(-1)*D$	-0,1237	0,0882	-1,4030	0,1679	
$\text{dlog(ipca)}(-1)*D$	0,2325	0,2150	1,0810	0,2857	

Média da variável dependente = 0,017486

Desvio-padrão da variável dependente = 0,0126079

Soma dos quadrados dos resíduos = 0,00295598

Erro-padrão da regressão = 0,00838931

R2 não-ajustado = 0,63537

R2 ajustado = 0,55724

Estatística-F (9, 42) = 8,13178 (p-valor < 0,00001)

Estatística Durbin-Watson = 2,24829

Coeficiente de autocorrelação de primeira ordem = -0,130536

Critério de informação de Akaike (AIC) = -340,739

Critério Schwarz-Bayesiano (BIC) = -321,227

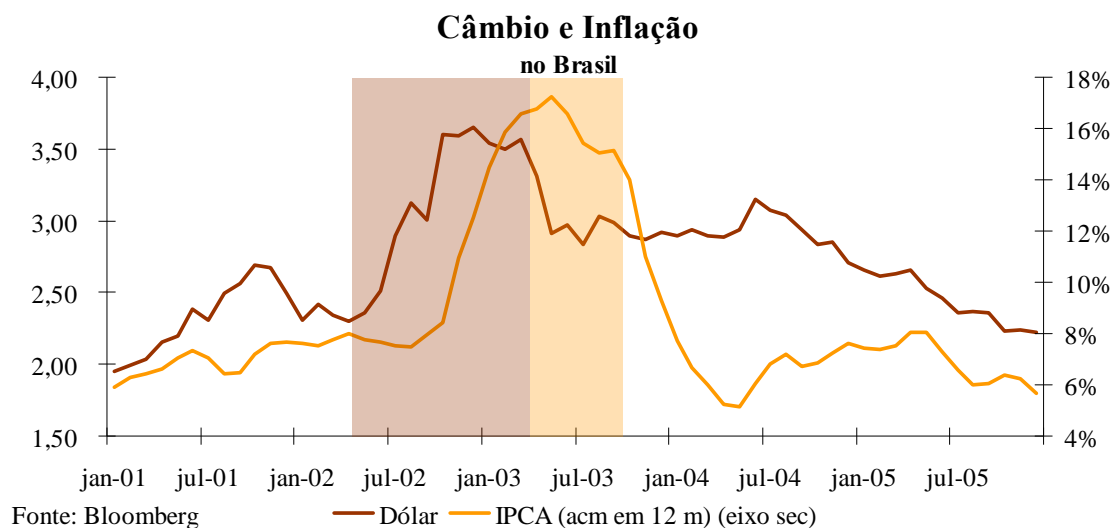
Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -333,259

Teste de Chow para quebra estrutural em 1999:T3 $F(5, 42) = 4.87062$ com p-valor 0,0013**Teste de significância conjunta****Hipótese Nula:** Os parâmetros da regressão são zero para as variáveis $\text{dlog(ipca)}(-1)$ $\text{dlog(ipca)}(-1)*D$ **Estatística de teste:** $F(2,42) = 4,563$ **p-valor = 0,0160974**

Os valores dos coeficientes permitem-nos tirar algumas conclusões acerca da mudança no processo inflacionário: (a) a inflação em si teria sido intrinsecamente maior a partir da adoção das metas, tendo em vista o valor positivo do coeficiente estimado para a *dummy*, que foi significativo, o que nos causa certa estranheza; (b) diminuiu consideravelmente o efeito das *commodities*; (c) aumentou o repasse cambial, resultado que já esperávamos obter, dada a mudança para o regime de câmbio flutuante concomitante à adoção das metas; e (d) a inércia inflacionária aumentou, o que soa

quase tão incoerente quanto a primeira conclusão. Esta última alteração (d), no entanto, não é estatisticamente significativa. A ausência de um coeficiente significativo sugeriria que a quebra estrutural teria promovido, na verdade, o fim da inércia inflacionária, mas o teste de significância simultânea para ambas as variáveis [$d\log(ipca(-1)); d\log(ipca(-1))*D$] nos dá um p-valor de 0,0161, o que não nos permite rejeitar que seus coeficientes sejam, conjuntamente, diferentes de zero. Em outras palavras: conjuntamente os componentes da inércia são significativos. Com estes resultados nada elucidativos, olhamos mais cautelosamente a série de inflação e tivemos a idéia de usar mais uma *dummy*, esta para descrever o último trimestre de 2002 e o primeiro de 2003, período em que a aversão ao risco causada pela eleição do presidente Lula levou a uma corrida contra o Real e uma conseqüente escalada dos preços nada ordinária³⁶, o que fica evidente no **Gráfico (11)**.

Gráfico (11): Cotação da média mensal do Dólar, no eixo primário; e Inflação no Brasil medida pelo IPCA acumulado em 12 meses, no eixo secundário. As áreas hachuradas indicam o período em que os efeitos da crise se abateram sobre cada variável com maior crueza (as cores dos retângulos replicam aquela da curva a que estão associados).



O tratamento dado ao período de crise fez com que os dados estimados pelo modelo da **Tabela (5)** apresentassem um comportamento mais coerente: os valores dos coeficientes sanam os problemas levantados pelas conclusões (a) e (d) supracitadas, já

³⁶ Em verdade a *dummy*, que aparece sob a sigla *dL*, recebeu o valor unitário no período subsequente à crise de confiança, já que a variável mais afetada por ela, o câmbio, como bem sabemos (seja da teoria, seja das equações estimadas neste próprio trabalho) age sobre a inflação com certo atraso.

que diminuíram tanto a inflação intrínseca³⁷ quanto a inércia após a adoção da nova regra de política monetária. Os coeficientes concernentes à conclusão (d) mantiveram-se não-significativos quando observados em separado e o teste de significância conjunto resulta em p-valor de 0,6707, denotando que eles são, em verdade, estatisticamente iguais a zero.

Estes coeficientes são bastante contundentes ao versar em favor do regime de metas e da quebra estrutural por ele promovida. Ao que indicam, as metas tornaram a inflação menos suscetível a sua própria inércia (e, segundo o teste do parágrafo anterior, talvez a inércia tenha sido completamente eliminada) e a mudanças nos preços das *commodities*. Como sua adoção foi acompanhada da introdução da flutuação cambial, o repasse das variações da moeda estrangeira, por sua vez, aumentou.

³⁷ Inflação intrínseca denominamos a elevação dos preços que, segundo o modelo, ocorreria se todas as variáveis explicativas fossem nulas. Este valor é expresso pela constante da equação, e, no caso da presença da *dummy*, pela soma *dummy*+constante.

Tabela (5): Regressão MQO aumentada. Teste de ChowVariável dependente: dlog(ipca) . dL = *Dummy* para crise de 2002/2003

Amostra: 1995:T2-2008:T2 (todo o período). Per: trimestral

	coefficient	erro-padrão	t-ratio	p-value	
const	0,0216	0,0049	4,4190	0,0001	***
$\text{dlog(cambio)}(-1)$	-0,0303	0,0170	-1,7790	0,0827	*
dlog(crb)	0,2305	0,0754	3,0590	0,0039	***
$\text{dlog(crb)}(-1)$	0,1740	0,0707	2,4620	0,0181	**
$\text{dlog(ipca)}(-1)$	0,1180	0,1482	0,7959	0,4307	
dL	0,0313	0,0073	4,2890	0,0001	***
Dummy	-0,0079	0,0055	-1,4380	0,1582	
$\text{dlog(cambio)}(-1)*\text{D}$	0,0877	0,0249	3,5190	0,0011	***
$\text{dlog(crb)}*\text{D}$	-0,1915	0,0784	-2,4430	0,0189	**
$\text{dlog(crb)}(-1)*\text{D}$	-0,1480	0,0743	-1,9900	0,0533	*
$\text{dlog(ipca)}(-1)*\text{D}$	-0,0856	0,1954	-0,4383	0,6635	

Média da variável dependente = 0,017486

Desvio-padrão da variável dependente = 0,0126079

Soma dos quadrados dos resíduos = 0,00204042

Erro-padrão da regressão = 0,00705453

R2 não-ajustado = 0,74831

R2 ajustado = 0,68692

Estatística-F (10, 41) = 12,1898 (p-valor < 0,00001)

Estatística de Durbin-Watson = 1,97117

Coeficiente de autocorrelação de primeira ordem = 0,00773246

Critério de informação de Akaike (AIC) = -358,014

Critério Schwarz Bayesiano (BIC) = -336,551

Critério de Hannan-Quinn (HQC) = -349,786

Teste de Chow para quebra estrutural em 1999:T3 **$F(5, 41) = 5,74604$ com p-valor 0,0004****Teste de significância conjunta****Hipótese Nula: Os parâmetros da regressão são zero para as variáveis** $\text{dlog(ipca)}(-1)$ $\text{dlog(ipca)}(-1)*\text{D}$ **Estatística de teste: $F(2,41) = 0,403387$** **p-valor = 0,670676**

6. Modelos Multiequacionais

Com os modelos uniequacionais que obtivemos na derradeira subseção da seção anterior fomos capazes de inferir a existência de uma quebra estrutural no processo gerador da inflação no Brasil, mas este tipo de abordagem apresenta algumas limitações. Para tornar nossa empresa mais rica em lastro empírico, tomamos a determinação de utilizar modelos multiequacionais, tanto de VAR³⁸ quanto de VECM³⁹ para aproveitar-nos das vantagens que trazem à análise dos dados⁴⁰:

Em primeiro, podemos permitir que a tendência de uma variável exógena seja influenciada por aquela de uma endógena. Isto é muito útil para nós, já que nos interessa investigar o provável *feedback* existente entre elas, pois, é plausível crer, por exemplo, que o câmbio afeta os preços das *commodities*, já que elas são cotadas em moeda internacional; e que as *commodities* afetam o câmbio por via da balança comercial: com exportações fortemente atreladas a produtos primários, é natural que nosso saldo externo, *ceteris paribus*, oscile no mesmo sentido que os preços destes gêneros e, conseqüentemente afete a paridade entre o Real e as moedas estrangeiras.

Em segundo, modelos VAR permitem-nos traçar inferências quando sob a presença do *feedback* supracitado, já que não sabemos com exatidão em que sentido nossas variáveis afetam umas as outras ao longo do tempo.

Em terceiro, Auto-regressões vetoriais cedem-nos poderosas ferramentas de análise, quais sejam: (a) funções de resposta a impulso (FRI) e (b) decomposição de variância.

Aplicado a nosso caso, um modelo VAR assumiria a forma de algo como o que descreve a equação (4)⁴¹ com (5) válido para o caso estrutural.

³⁸ Auto-regressão vetorial, do inglês *Vector Autoregression*.

³⁹ Modelo com vetor de correção de erros, do inglês *Vector Error Correction Model*.

⁴⁰ ENDERS (2002).

⁴¹ Apenas uma defasagem de cada variável foi incluída para fins de simplicidade textual, no entanto, somente a partir da seleção dos *lags*, com o uso de nosso pacote econométrico, poderemos precisar quantos períodos serão incluídos.

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} crb \\ cambio \\ ipca \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ b_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} crb_{t-1} \\ cambio_{t-1} \\ ipca_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{crb,t} \\ \varepsilon_{cambio,t} \\ \varepsilon_{ipca,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$b_{12} = 0, b_{13} = 0, b_{23} = 0 \quad (5)$$

6.1. VAR

Antes de estimar nossos modelos, foi de suma importância averiguar a existência de cointegração entre as variáveis. Dependendo do resultado, usaríamos seus níveis ou suas n -ésimas diferenças. Diferentemente dos modelos uniequacionais, nesta seção tornamos a utilizar as variáveis em periodicidade mensal depois de resultados ruins na estimação dos VAR com as séries trimestrais.

Através do teste de Engle-Granger⁴² não foi possível rejeitar a hipótese nula de raiz unitária para os resíduos e, portanto, não pudemos afirmar que há cointegração entre o IPCA, o CRB e o câmbio. Efetuamos também o teste Johansen para verificar a existência de cointegração. Antes desta segunda verificação, usamos nosso pacote econométrico para a escolha da ordem das defasagens⁴³ e todos os critérios de informação⁴⁴ sugeriram o uso de dois *lags*. O teste de Johansen⁴⁵ garantiu-nos, dados os dois *lags*, a inexistência de cointegração entre o IPCA, o câmbio e o CRB. Todavia, quando utilizamos o índice de preços de *commodities* calculado pelo IPEA, não pudemos rejeitar a existência de cointegração⁴⁶ (ou seja, elas são cointegradas) o que, neste caso, não nos permite descartar as informações contidas no nível das variáveis: nós deveríamos usá-las sem tirar diferenças. Depois obter resultados pobres ao estimar o VAR e as FRI's utilizando o CRB, tomamos a resolução de usar o índice de *commodities* do IPEA, com as séries em nível. O **Gráfico (12)** reúne as FRI's que

As notas de rodapé precedidas por um numeral entre parênteses indicam o arquivo eletrônico em anexo a que se deve remeter.

⁴² (01) VAR_Teste Cointegracao_Engle-Granger_IPCA CAMBIO CRB.txt

⁴³ (02) VAR_Selec Defasagens_IPCA CAMBIO CRB.txt

⁴⁴ Akaike, Schwartz Bayesiano e Hannan-Quinn.

⁴⁵ (03) VAR_Teste Cointegracao_Johansen_IPCA CAMBIO CRB.txt

⁴⁶ (04) VAR_Teste Cointegracao_Johansen_IPCA CAMBIO COMMOD.txt

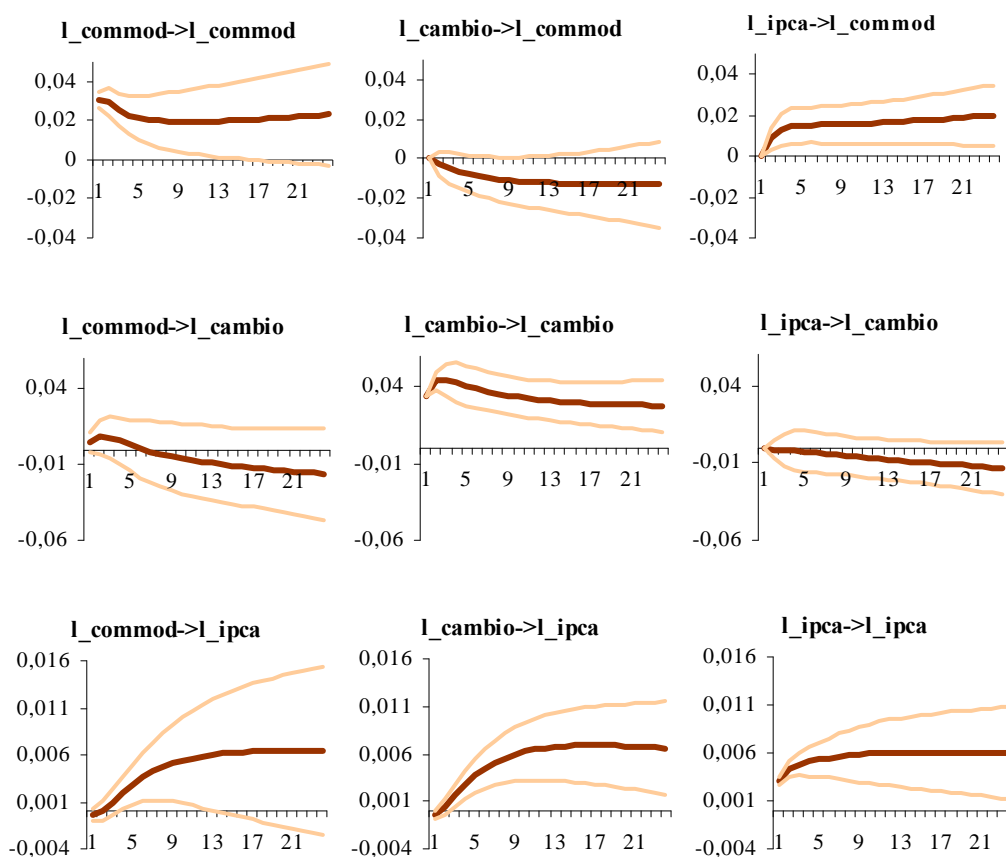
demonstram a reação dos níveis⁴⁷ das variáveis à elevação permanente das outras variáveis segundo nosso VAR, estando o intervalo de confiança medido por ± 2 erros-padrão e representado pelas curvas mais claras. O choque em cada caso tem a magnitude de um erro-padrão da variável que o recebeu. Foi usada a decomposição de Choleski, tendo sido estabelecida a seguinte ordem, da variável mais para a menos exógena: *commodities*, câmbio e IPCA. A análise deste gráfico, no entanto, requer certo cuidado, pois o fato de as séries não serem estacionárias mas cointegradas faz com que a interpretação das FRI's em horizontes mais longos não seja apropriada, sendo indicado o uso de um Vetor de Correção de erros⁴⁸. Com esta limitação em mente, notamos que todas as FRI's são razoavelmente coerentes com a teoria econômica, com a exceção daquela relativa à resposta do câmbio a um choque nas *commodities*: como discutimos anteriormente, um aumento nos preços de *commodities* levaria a uma queda (valorização⁴⁹) da taxa de câmbio, o que é indicado pelo sentido da resposta exibida no gráfico, mas não podemos rejeitar a hipótese de que não há qualquer resposta (ou, simplesmente, não podemos dizer que há resposta), o que fica claro se observarmos que o eixo x está dentro do intervalo de confiança representado pela área entre as curvas mais claras.

⁴⁷ Log dos níveis.

⁴⁸ PHILLIPS (1998).

⁴⁹ Nunca é demais lembrar que no Brasil as moedas estrangeiras são cotadas de acordo com a quantidade de Reais necessária para comprar uma unidade delas. Dessa forma, uma elevação (queda) na taxa de câmbio significa uma desvalorização (valorização) de nossa moeda.

Gráfico (12): Funções de Resposta a Impulso estimadas por modelo VAR para o período pós-metas. Intervalo de confiança a 95% entre as curvas de cor clara.

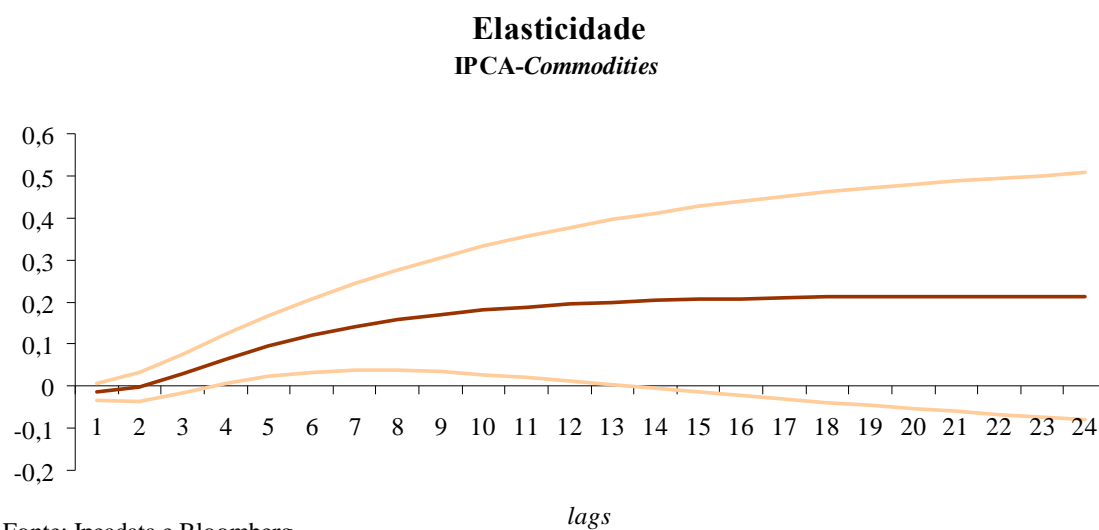


Fonte: Ipeadata e Bloomberg

O resultado mais importante para este trabalho que pode ser extraído destas FRI's é a resposta do IPCA às *commodities*. Como as respostas exibidas acima são aquelas oriundas de um choque de um erro-padrão na variável exógena à equação em questão, para medirmos a elasticidade do IPCA com relação às *commodities* precisamos dividir os valores obtidos por um erro-padrão das *commodities*, obtido na primeira FRI (das *commodities* sobre as próprias *commodities*). A consequência desta transformação é exibida no **Gráfico (13)**, que nos permite inferir que o aumento de 1 (um) por cento nos preços de *commodities* leva em seis meses, por exemplo, a uma elevação permanente de 0,12 [0,03–0,21]⁵⁰ por cento no IPCA. O **Gráfico (14)** dá, por sua vez, a decomposição da variância do ipca, que nos permite visualizar a parcela que cabe a cada variável no comportamento do índice ao longo do tempo.

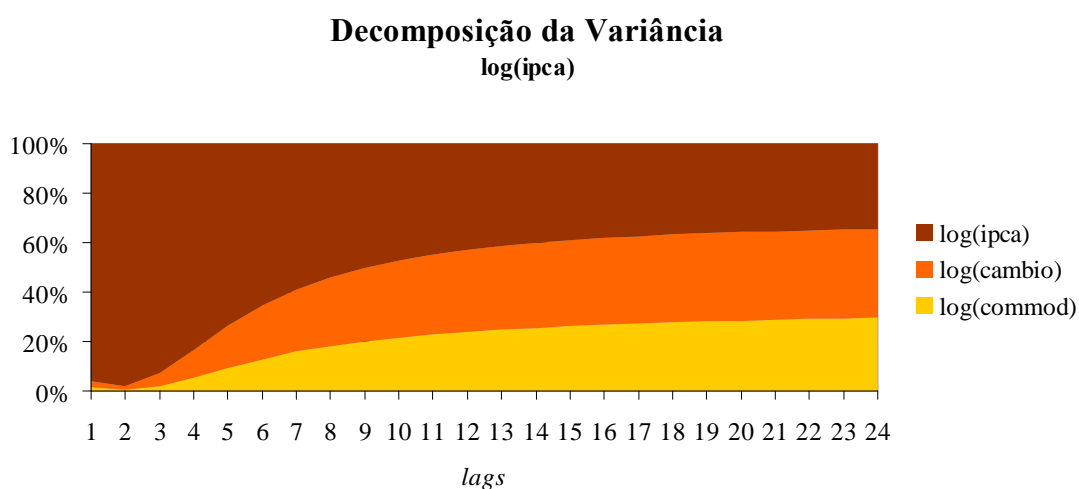
⁵⁰ Intervalo para um nível de confiança de 95%.

Gráfico (13): Elasticidade IPCA-*Commodities*: transformação de FRI estimada por modelo VAR, normalizada para o erro-padrão das *commodities*. Estimativas para o período pós-metas. Intervalo de confiança a 95% entre as curvas de cor clara.



Fonte: Ipeadata e Bloomberg

Gráfico (14): Decomposição da variância do log do nível do IPCA de acordo com estimações por VAR. Estimativas para o período pós-meas.



Fonte: Ipeadata e Bloomberg

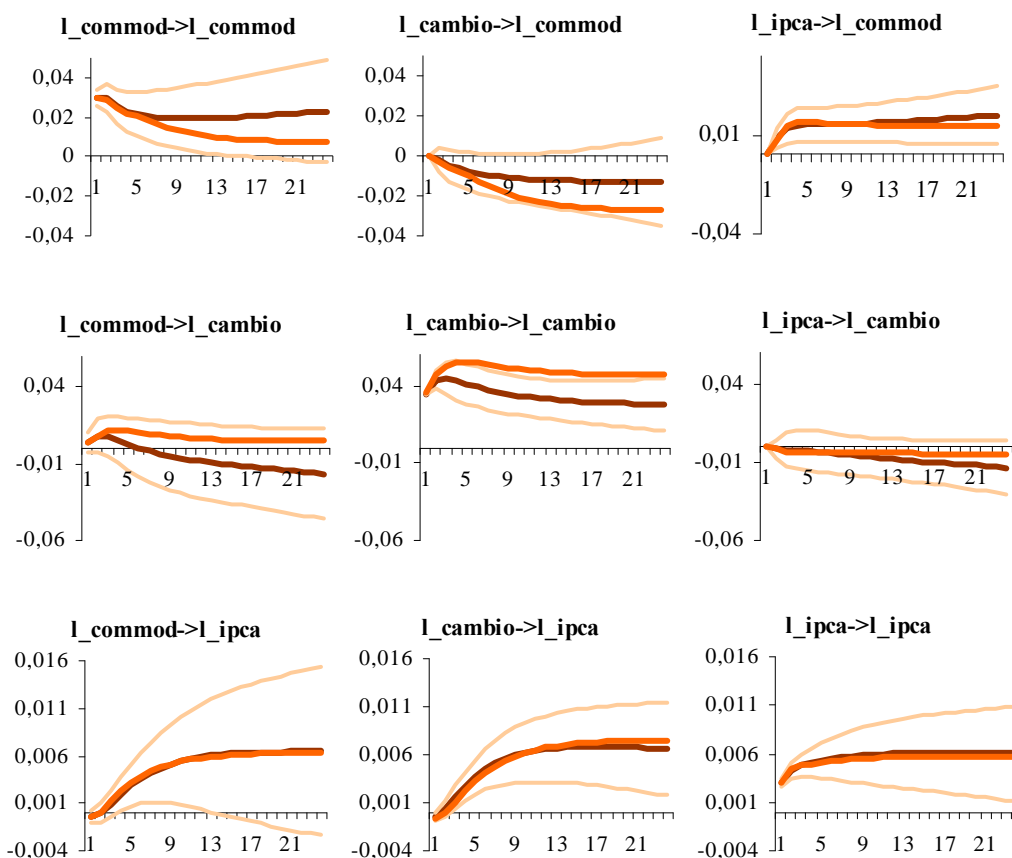
6.2. VECM

Como sugerido por Phillips (1998) as funções de resposta a impulso estimadas em um VAR não são confiáveis para horizontes longos no caso de variáveis cointegradas e não-estacionárias. Nestas circunstâncias, o correto é utilizar um vetor de correção de

erros. Seguimos esta recomendação e estimamos as FRI's para compararmos-nas àquelas que obtivemos por meio do VAR. Esta elaboração está sumariada no **Gráfico (15)**, que é o mesmo **Gráfico (12)** da subseção anterior, acrescido das curvas de coloração intermediária que representam as FRI's obtidas por meio do VEC⁵¹. As informações que podemos extrair da observação das respostas não sofrem grande alteração, sobretudo quanto aquelas do ipca. No entanto, há um recrudescimento da possível incoerência representada pela resposta do câmbio às *commodities*, que já havíamos notado antes. A resposta reversa, das *commodities* ao câmbio, por sua vez, foi maximizada (em módulo), o que deve representar o fato de que valorizações da moeda nacional podem representar desvalorizações da moeda estrangeira, que neste caso, é o dólar – aquela em que são preferencialmente cotadas as *commodities*: quando o dólar sofre uma desvalorização, os produtores internacionais de produtos primários, dependendo das circunstâncias, e em menor ou maior grau, tendem a manter seus preços em moeda local e remarcar-los em moeda estrangeira. Em outras palavras: se o dólar se desvalorizar, o preço das *commodities* em dólares deve subir para que os produtores e intermediários internacionais possam manter suas margens. O **Gráfico (16)** dá uma dimensão disso ao representar a evolução do preço do petróleo em dólares e convertido para outras moedas. No **Gráfico (17)** mostramos a decomposição da variância do ipca, usando o **Gráfico (14)**, gerado para este mesmo exercício com o VAR, como base. As linhas tracejadas representam as estimativas segundo o VEC e não apresentam alterações relevantes.

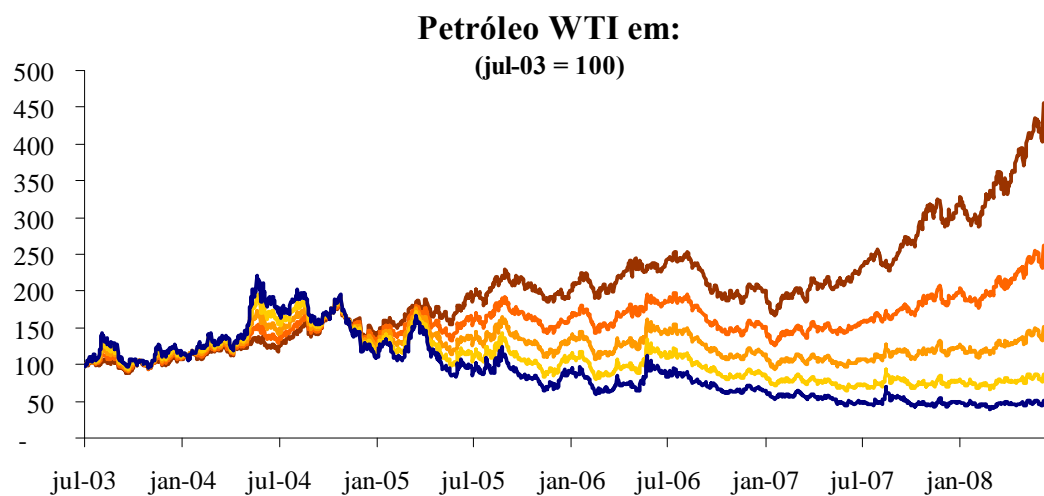
⁵¹ O pacote econométrico escolhido para o cálculo das FRI's, Eviews 5.0, não nos permite calcular os erros-padrão em modelos VEC, portanto não há representação do intervalo de confiança neste caso.

Gráfico (15): Comparativo das FRI's estimadas por VAR (curva de cor mais escura), e por VEC (cor intermediária).



Fonte: Ipeadata e Bloomberg

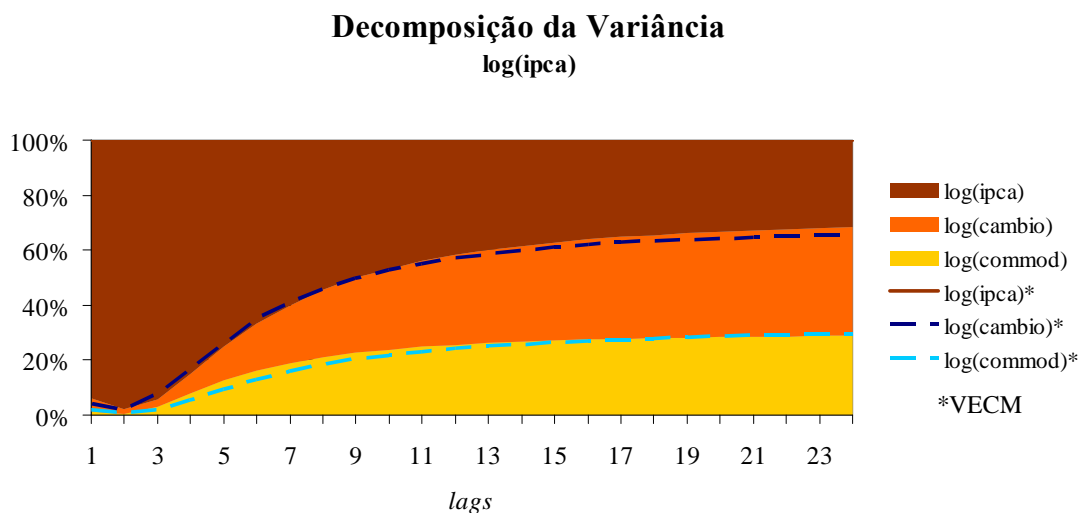
Gráfico (16): Evolução do preço do petróleo convertido para diversas moedas flutuantes. As séries estão em periodicidade diária e foram normalizadas em primeiro de julho de 2003 (100).



Fonte: Bloomberg

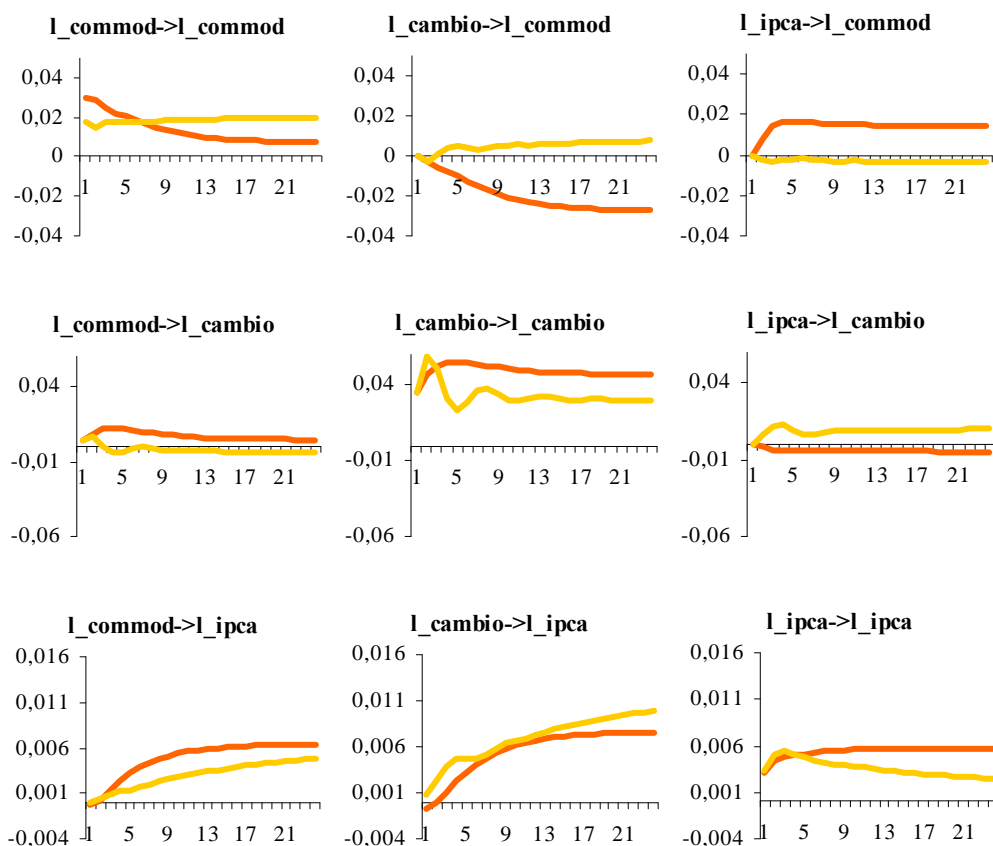
— Dólares — Reais — Euros — Yens — Libras

Gráfico (17): Comparativo da decomposição da variância do log do nível do IPCA de acordo com estimações por VAR (área sólida) e VECM (tracejado).



Aproveitamos o **Gráfico (16)** e revisitamos os exames que fizemos para os modelos uniequacionais. Reestimamos o VEC para o período anterior ao regime de metas de inflação e estes resultados estão no **Gráfico (18)** representados pela curva mais clara, *plotada* junto à de cor intermediária (mesma do **Gráfico (15)**) do VEC dantes (período pós-metas). À exceção da resposta das *commodities* ao câmbio, não houve alterações notáveis e este resultado provavelmente está associado à mudança do regime cambial. As respostas do IPCA às *commodities*, o que pode ajudar a corroborar a tese de que o regime de metas reduz o *pass-through* daquele gênero de produtos.

Gráfico (18): Comparativo da decomposição da variância do log do nível do IPCA de acordo com o VEC para os períodos pós-metas (curva de cor intermediária) e pré-metas (clara).



Fonte: Ipeadata e Bloomberg

6.3. O teste de Chow sob múltiplas equações

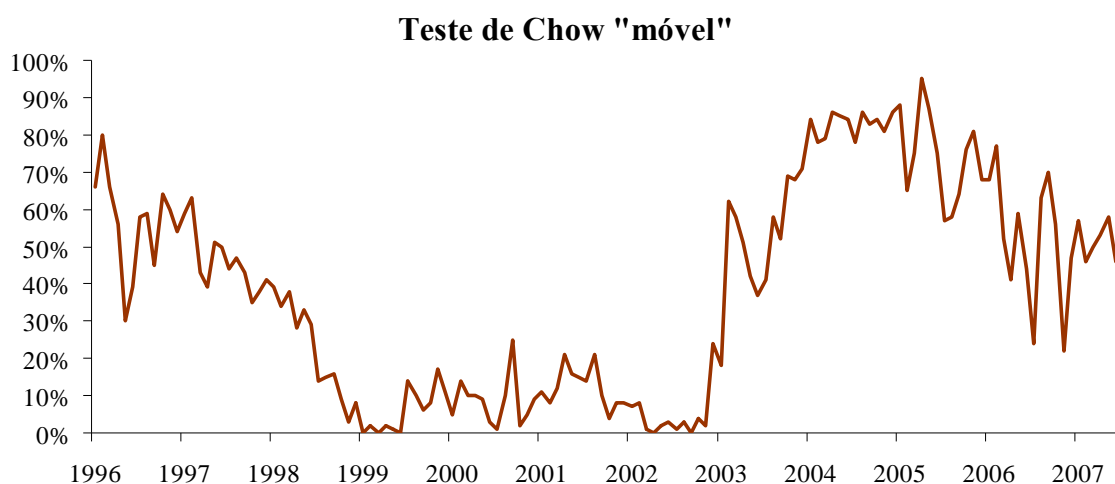
O último exercício que fizemos na subseção anterior, comparando as FRI's estimadas pelo VEC para o período pré-metas com aquelas do período pós-metas, está baseado em nossa presunção de que houve uma quebra estrutural à ocasião da adoção do novo regime. Embasamos esta hipótese nos testes que fizemos para os modelos uniequacionais da seção 5. Caberia, no entanto, incluir uma abordagem *ad hoc* para o caso multiequacional. Para tanto tivemos de utilizar um outro pacote econométrico⁵², capaz de realizar o teste de Chow⁵³ para modelos VAR. O resultado⁵⁴ para o exame da hipótese de quebra em Agosto de 1999 foi, diríamos, inequívoco.

⁵² JmulTi 4.23.

⁵³ O pacote realiza três testes diferentes, estimando os p-valores dos testes de hipóteses assintoticamente e por simulações de Monte Carlo.

Realizamos, ainda, um teste de Chow “móvel”, que varreu a amostra em busca de quebras estruturais. Embora saibamos que este tipo de abordagem não pode ser interpretado com base nas estatísticas tradicionais⁵⁵, a observação do **Gráfico (19)** nos dá segurança em inferir a existência da instabilidade dos parâmetros e de que sua alteração se situa em uma data próxima àquela que determinamos no teste normal (não-“móvel”). Notemos que em 2002 também há evidência de quebra estrutural, o que provavelmente está ligado à crise de confiança de que tratamos anteriormente. Com estes novos resultados, parece-nos válido o exercício descrito no **Gráfico (18)**, de comparação entre FRI’s estimadas pelo VEC para os dois subperíodos da amostra.

Gráfico (19): P-valores para o teste de Chow “móvel”. Não há o ajuste sugerido por ANDREWS (1993) por motivo de limitação de *software*.



Fonte: Ipeadata e Bloomberg

⁵⁴ (05) VAR_Testes Estabilidade_Chow_1999M8.txt

⁵⁵ ANDREWS (1993).

7. Conclusão

Muitos percalços foram colocados no caminho deste trabalho, sendo o primeiro deles representado pelo calvário de quase todo macroeconomista-com-viés-econometrista: diferentemente de seus colegas “micro”, não dispõe aquela espécie (a dos macroeconomistas) de séries de dados longas o suficiente. Se elas o são, mudanças estruturais são corriqueiras, e nem sempre as que se deseja estimar. Em nosso caso não poderia ter sido diferente: tão logo principiamos e já nos deparamos com séries amputadas em inúmeras décadas por conta de nosso passado de frouxidão monetária. E não bastasse termos de começar de 1994, tivemos ainda de dividir a diminuta série em subperíodos. Quando nos vimos obrigados a, nos modelos uniequacionais, reduzir a amostra a sua terça parte ao trimestralizá-las, restaram-nos pouquíssimas observações. É difícil precisar se nestas limitações de amostra repousa a explicação para os resultados pobres com as medidas de nível de atividade, séries candidatas a variáveis explicativas da inflação, mas seria prudente não descartar esta hipótese. Some-se a isto a dificuldade de inferir a existência de cointegração entre os níveis das variáveis, tendo sido obtidos resultados diferentes em testes diferentes.

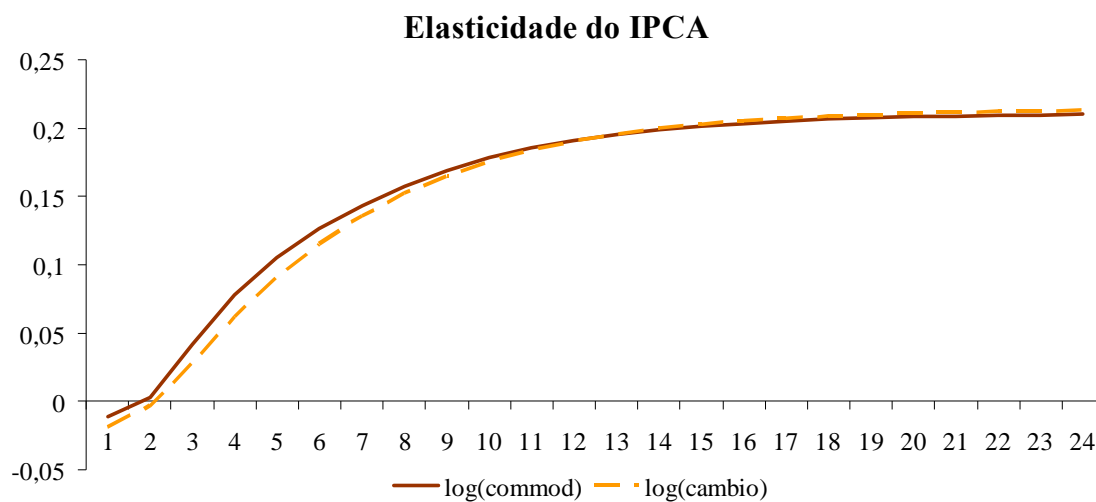
Estas restrições, no entanto, não poderiam tornar-nos brevíloqüentes. Algumas das estimações que fizemos depõem com vigor em favor do regime de metas de inflação. Apesar de todas as intempéries com os dados, há indícios de uma quebra estrutural no processo de elevação de preços no Brasil e de que ela coincide com a adoção do regime de metas. É claro que o discurso heterodoxo atávico, que insiste em permear as discussões de política econômica neste país, retorquirá. Logo, cabe aos advogados da liberdade combater qualquer tentativa de distorção sofista da realidade por meio de argumentos especiosos. A elevação dos preços não pode ter outra origem que não a expansão da moeda, e uma autoridade monetária séria e disciplinada não pode reponderar suas regras em nome das paixões pessoais daqueles que insistem em negar verdades teoremáticas.

É claro que o desejo de quem assina este trabalho era o de responsabilizar pelo repique inflacionário do primeiro semestre de 2008 a ganância estatal patrocinada por um governo que soube aproveitar-se do ciclo econômico e do legado de administrações

passadas. Oportunismo maior não poderia haver e em breve talvez nos queiram fazer acreditar que a inflação foi domada por nossos atuais líderes. No entanto a falta de significância dos coeficientes relativos ao nível de atividade, fosse medido pelo PIB ou por números da indústria, não nos permitiu inferir aquilo que desejávamos.

Pelo motivo supracitado, talvez valha a pena, mesmo após tantos gráficos, revisitar uma FRI, descrita pelo **Gráfico (20)**. Esta função *plota* a elasticidade do IPCA em relação às *commodities* e ao câmbio. Notemos quão parecidas as curvas são. O resultado é interessante por nos submeter ao seguinte questionamento: se *commodities* e câmbio atuam sobre a inflação em sentidos idênticos⁵⁶, e até o primeiro semestre de 2008 elas vem seguindo trajetórias opostas, os efeitos deveriam compensar⁵⁷ um ao outro dependendo da magnitude das variações. E apenas mais um gráfico para encerrar as aparições pictóricas neste trabalho: o **Gráfico (21)** apresenta as trajetórias do CRB em dólares e em reais e deixa claro que, por esta conversão, as *commodities* não sofreram alta alguma, mas o oposto.

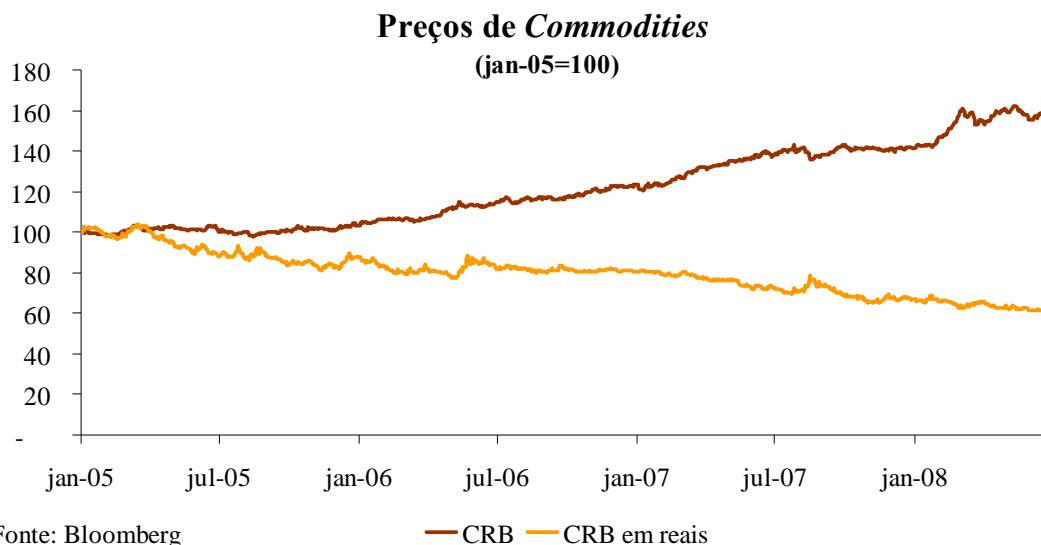
Gráfico (20): FRI para o log do nível do IPCA, dados choques no câmbio e nas *commodities*. Por ter sido normalizada para os erros-padrão, é, em verdade, a elasticidade do IPCA em relação às variáveis.



⁵⁶ Tendo sempre em mente a forma como são cotadas as moedas estrangeiras no Brasil: uma elevação do câmbio representa uma desvalorização e redundará em aumento dos preços pelo canal dos bens comercializáveis; uma elevação dos preços de *commodities* tem o mesmo efeito, positivo.

⁵⁷ Poderiam argumentar que *commodities* e câmbio também interagem entre si, mas o único efeito claro, segundo as FRI's é do câmbio sobre as *commodities*, mas não o contrário.

Gráfico (21): Preços de *commodities* medidos pelo CRB e pelo CRB convertido em Reais, segundo a cotação diária do Dólar comercial. As duas séries foram normalizadas para base 100 em janeiro de 2005.



A verdade é que, além de ter se aproveitado da fartura de liquidez internacional e da inflação baixa mundo afora nos últimos anos, nossa economia prosperou sem pressões inflacionárias oriundas de preços de *commodities* relevantes por conta da forte valorização do Real. Alguma reação evidentemente terminaria por se manifestar, como ocorreu com os alimentos, mas o superaquecimento da economia real, sobremaneira promovido pelo inchaço da máquina pública, deve ter desempenhando um papel muito maior na ameaça ao teto da meta de 2008. Flexibilizar as metas, ou aboli-las, é aceitar a indisciplina fiscal e subordinar o valor dos encaixes reais do indivíduo a medidas originadas em elucubrações artificiosas de uma burocracia cuja força motriz é o *rent seeking* e o apego à máquina. As metas promoveram, sim, uma ruptura, e representam o fim deste capítulo que, de tão longo, talvez já tenham julgado ser a própria História brasileira: A inflação-sem-fim. Enquanto o *status quo*, em que o soberano tem o monopólio sobre a moeda, for mantido, quaisquer ferramentas que possam impedi-lo de valer-se disso para seu próprio proveito ou para o de seus próximos, será bem-vinda. Sob a égide da evidência empírica, ou não, cabe aos que estão fora do círculo de poder usar e exigir a aplicação de tais ferramentas, afinal, “Um governo que rouba Pedro para dar a Paulo pode sempre contar com Paulo”⁵⁸.

⁵⁸ George Bernard SHAW (1944)

Índice de Anexo de Dados em meio eletrônico

- (00) Dados para Regressoes.xls
- (01) VAR_Testes Cointegracao_Engle-Granger_IPCA CAMBIO CRB.txt
- (02) VAR_Selec Defasagens_IPCA CAMBIO CRB.txt
- (03) VAR_Testes Cointegracao_Johansen_IPCA CAMBIO CRB.txt
- (04) VAR_Testes Cointegracao_Johansen_IPCA CAMBIO COMMOD.txt

Bibliografia

ANDREWS, D.; FAIR R. **Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change**. The Review of Economic Studies, Vol. 55, No. 4, pages 615-639, October, 1998.

ANDREWS, D. **Tests for Parameter Instability and Structural Change With Unknown Change Point**. Econometrica, Vol. 61, No. 4, pages 821-856, July, 1993.

ANDREWS, D.; PLOBERGER W. **Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative**. Econometrica, Vol. 62, No. 6, pages 1383-1414, November, 1994.

BALL, B.; SHERIDAN, N. **Does inflation targeting matter?**. National Bureau of Economic Research, Working Paper 9577, Massachusetts, March 2003.

BERNANKE, B. et al. **Inflation targeting: Lessons from the International Experience**. Princeton University, 2001.

BLANCHARD, O.; GALI J. **The macroeconomic effects of oil shocks: why are the 2000s so different from the 1970s?**. Working Paper 13368, National Bureau of Economic Research, September, 2007.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Second Edition, John Wiley & Sons, 2003.

FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ A. **A Monetary History of the United States, 1867-1960**. Princeton University Press, November 1st, 1971.

GREGORIO, J. **Monetary Policy and Commodity prices in turbulent times**. Banco Central de Chile, April, 2008.

GREGORIO, J.; LANDERRETICHE O.; NEILSON C. **Another pass-through bites the dust?: Oil prices and inflation**. Banco Central de Chile, Working Paper 417, May, 2007.

HOOKER, M. **Are Oil Shocks Inflationary?: Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime**. Journal of Money, Credit, and Banking. The Ohio University, Vol. 34, No. 2 (May 2002).

KOHN, D. **Speech at the Federal Reserve Bank of Boston's 53rd Annual Economic Conference**. Chatham, Massachusetts, June 11, 2008.

PHILLIPS, B. **Impulse response and forecast error variance asymptotics in nonstationary VARs**. Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 83(1-2), pages 21-56, 1998.

SCHNEPF, R. **High Agricultural Commodity Prices: What are the issues?**. CRS Report for Congress, May, 6, 2008.

SHAW, G. **Everybody's Political What's What**. 1944.

STIGLITZ, J. A falência das metas de inflação. **O Globo**, Rio de Janeiro, 07/06/2008.

STOCK, J.; WATSON M. **Econometria**. Person Addison Wesley, 2004.

The Economist. **The end of cheap food**. December 18th, 2007.

The Economist. **The silent tsunami: The food crisis and how to solve it**. April 19th, 2008.

The Economist. **Inflation's back... but not where you think**. May 24th, 2008.

TREHAN, B. **Oil Price Shocks and Inflation**. Federal Reserve Bank of San Francisco, Number 2005-28, October 28, 2005.

WOOLDRIDGE, J. **Introductory Econometrics: A Modern Approach**, 2e, 2003.

World Economic Outlook. **FMI**. Outubro, 2008.