

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS  
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONOMICAS  
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL

JOÃO PAULO MADUREIRA HORTA DA COSTA

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA INFLAÇÃO DE COMMODITIES NÃO  
ENERGÉTICAS PARA O IPCA E SEU NÚCLEO**

Belo Horizonte  
2014

JOÃO PAULO MADUREIRA HORTA DA COSTA

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA INFLAÇÃO DE COMMODITIES NÃO  
ENERGÉTICAS PARA O IPCA E SEU NÚCLEO**

Dissertação apresentada ao Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Mauro Sayar Ferreira

Belo Horizonte, MG  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional  
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG  
2014

**FOLHA DE APROVAÇÃO**

Costa, João Paulo Madureira Horta da.

C837m      Mecanismos de transmissão da inflação de commodities não  
2014      energéticas para o IPCA e seu núcleo [manuscrito] /João Paulo  
Madureira Horta da Costa. – 2014.

79 f. : il., gráfs. e tabs.

Orientador: Mauro Sayar Ferreira.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais,  
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.

Inclui bibliografia (f. 58-61) e apêndices.

1. Produto interno bruto – Teses. 2. Commodities – Teses.  
I. Ferreira, Mauro Sayar. II. Universidade Federal de Minas  
Gerais. Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.  
III. Título.

CDD: 332.6328

**Agradecimentos:**

Nesta reta final do curso de mestrado em economia, não poderia deixar de agradecer algumas pessoas que foram preponderantes nessa minha caminhada. Em primeiro lugar, devo um agradecimento especial aos meus pais, que sempre apoiaram as minhas decisões e propiciaram um ambiente benévolo para que pudesse desenvolver as minhas capacidades. Sem o apoio deles, dificilmente eu teria trilhado o caminho que planejei há alguns anos. Agradeço também a minha irmã Tatiana e ao meu cunhado Gustavo, que, de um jeito ou de outro, foram importantes para que eu atingisse os meus objetivos.

Uma pessoa especial nesta jornada foi o meu amor Milza que soube compreender os momentos que tive que abrir mão do lazer e sempre esteve ao meu lado. Obrigado também por aguentar os papos “nerds” e o stress do curso. Outras pessoas que foram importantes e que não poderia deixar passar em branco foram: Vinícius, Saira, Rafael, Cláudio, Leandro e todos os meus colegas de mestrado que neste período de convivência no Cedeplar me engrandeceram como pessoa e também como profissional. Agradeço ao meu orientador Mauro pela paciência e por ter me guiado na condução deste trabalho. Um agradecimento não menos importante também para Rafael (Preu), Marco Tulio (Marquito), Murilo (Gordão), Maysa, e a toda minha família!

## RESUMO

Estima-se vetores auto-regressivos para a economia brasileira entre os anos de 1999 e 2012 a fim de se averiguar a magnitude do repasse inflacionário oriundo da oscilação da cotação das *commodities* não energéticas. Analisa-se tanto as respostas do índice de inflação pleno como do núcleo do IPCA. Constata-se que o núcleo do nível de preços é impactado a partir do 2º trimestre e que os efeitos de 2ª ordem são similares aos de 1º ordem. A taxa de câmbio e o nível de atividade econômica são preponderantes na análise do repasse inflacionário. Conclui-se que o impacto no IPCA pleno transmite-se para o seu núcleo, o que demonstra a propagação inflacionária na economia brasileira proveniente do mercado de *commodities*.

Palavras-chave: Commodities. Vetor autorregressivo. Nível de preços. Taxa de câmbio.

## **ABSTRACT**

We estimated vector autoregression for the Brazilian economy between the years 1999 and 2012 in order to ascertain the magnitude of the pass-through from non-energy commodities index to prices levels index. We analyze the responses of the inflation index as well as the core one. The core price level is impacted from the 2nd quarter ahead and its effects are similar to headline prices. The exchange rate and the level of economic activity play a major role for the analysis of pass-through. It is concluded that the impact in IPCA transmits to its core, which shows the spread of the inflation of the Brazilian economy from commodity market.

Keywords: Commodities. Vector autoregression. Price level. Exchange rate.

## LISTA DE GRÁFICOS E TABELAS

GRÁFICO 1 – Saldo comercial e participação das <i>commodities</i> nas exportações brasileiras. ....	5
GRÁFICO 2 – <i>Commodities</i> e Taxa de câmbio. ....	6
GRÁFICO 3 – Taxa de câmbio e EMBI+br .....	8
TABELA 1 – Modelos .....	28
TABELA 2 – Critérios de informação.....	28

## LISTA DE QUADROS E FIGURAS

QUADRO 1: Modelo benchmark .....	27
FIGURA 1 Especificação benchmark.....	32
FIGURA 1.1 Impacto líquido – especificação recursiva .....	33
FIGURA 1.2 Resposta da produção industrial e do PIB ao choque em <i>LPcomN</i> .....	36
QUADRO 2 – Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio. ....	42
FIGURA 2 Setor real não impacta contemporaneamente a taxa de câmbio .....	42
FIGURA 2.1 Impacto líquido – Setor real não impacta contemporaneamente a taxa de câmbio. .....	43
QUADRO 3 – Restrição no conjunto de informação do Banco Central.....	46
FIGURA 3 Restrição no conjunto informacional do Banco Central .....	47
QUADRO 4 - Impacto contemporâneo das commodities no IPCA pleno.....	48
FIGURA 4 Impacto contemporâneo das <i>commodities</i> no IPCA pleno.....	49
FIGURA 4.1 Impacto líquido - IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em <i>LPcomN</i> .....	50
QUADRO 5: Modelo 2 .....	51
FIGURA 5 Modelo 2.....	51



## Sumário

1 INTRODUÇÃO.....	1
2 PRINCIPAIS CANAIS DA TRANSMISSÃO INFLACIONÁRIA.....	4
2.1 Taxa de câmbio.....	5
2.2 Credibilidade da política monetária.....	8
2.3 Atividade econômica.....	11
2.4 – Estrutura dos índices de inflação.....	12
3 – AS COMMODITIES E A TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL.....	14
4 METODOLOGIA.....	17
4.1 – Vetor Auto-Regressivo e dados utilizados.....	17
4.2 Identificação.....	23
4.2.1 – Modelos empregados.....	28
4.2.2 Critérios de informação.....	28
5 FUNÇÕES RESPOSTA AO IMPULSO.....	31
5.1 Modelo recursivo – especificação <i>benchmark</i> .....	31
5.2 Modelos não recursivos.....	41
5.2.1 Bloco real não impacta contemporaneamente o câmbio.....	41
5.2.2 Restrição no conjunto informacional do Banco Central.....	45
5.2.3. Impacto contemporâneo das commodities no IPCA pleno.....	48
5.3 Identificação Modelo 2.....	50
5.4 Síntese.....	53
6 CONCLUSÃO.....	55
REFERÊNCIAS.....	57

**LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS:**

BCB	Banco Central do Brasil
EGLS	Estimated Generalized Least Squares
EMBI + br	Emergent Market Bound Index - Brazil
FRI	Função Resposta ao Impulso
FAO	Food and Agriculture Organization
FMI	Fundo Monetário Internacional
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de preços ao consumidor amplo
IPEA	Instituto de pesquisas econômicas e aplicadas
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PIB	Produto Interno Bruto
SVAR	Vetor Auto-Regressivo Estrutural
VAR	Vetor Auto-Regressivo
PNCJ	Paridade não coberta da taxa de juros

## 1 INTRODUÇÃO

Ao se observar o comportamento dos preços das *commodities* nas últimas décadas percebe-se uma mudança radical. Se após a década de 70, marcada pelos choques de petróleo e elevadas taxas de inflação no mundo desenvolvido, houve certa estabilidade na cotação das *commodities*, a partir de 2000, esta “calmaria” foi alterada. Propiciado pelo incremento da renda mundial, pelo elevado crescimento da classe média nos países em desenvolvimento e por alguns choques de oferta específicos de determinados produtos, os preços das *commodities* obtiveram forte e persistente valorização no decorrer da década de 2000.

Em geral, naquela década, todos os subcomponentes do índice se elevaram. Os alimentos, por exemplo, chegaram a acumular valorização em termos reais de 80% entre 2000 e 2008, ao passo que o preço dos combustíveis atingiram 250% de incremento. A despeito da crise financeira de 2008, estes bens também sofreram com a queda na atividade econômica mundial; contudo, ainda assim, se mantiveram em patamares historicamente elevados – 75% e 150%, respectivamente, acima dos níveis de 2000 (IMF, 2011). Com essa intensa valorização das *commodities*, é natural indagar quais são os efeitos que este movimento de preço exerce nas economias.

A volatilidade no mercado internacional de *commodities* pode atingir os países de várias formas. Com a economia mundial cada vez mais integrada, os países são mais vulneráveis a choques adversos ocorridos além de suas fronteiras. Por isso, há muitas variáveis a se considerar quando se analisa os impactos que os choques nas cotações das *commodities* ocasionam nos países. Na América Latina, por exemplo, por ser, em grande parte, exportadora líquida destes produtos, uma valorização nos preços – em dólares – ocasiona uma melhora nos seus termos de troca, auferem-se uma receita maior nas exportações, impactando, assim, o balanço de pagamentos e o produto da economia (IMF 2012, CAMACHO e PEREZ-QUIROZ 2013, SILVA, 2012). Vale ressaltar, ainda, que estes impactos externos geralmente alteram a situação fiscal do governo, sem citar a própria transmissão inflacionária que está por trás deste processo.

Particularmente, os formuladores de política se mantêm bastante atentos sobre as interações acarretadas por um choque no preço das *commodities*, principalmente aqueles responsáveis pela política monetária. A forte e persistente valorização destes produtos vem sendo transmitidas paulatinamente para as taxas de inflação ao redor do mundo. O próprio FMI e o Banco Central do Brasil (BCB), em seus relatórios, chamam a atenção para este processo. Contudo, a análise de como ocorre este *pass-through* não é trivial.

Para encaminhar esse debate, é bom ter em mente que outras variáveis também são afetadas por oscilações nos preços das *commodities*. Num país como o Brasil, exportador líquido destes produtos, um choque positivo nesses preços geralmente aprecia a moeda doméstica, como tende a ocorrer nas chamadas *commodity currencies* (VERISSÍMO *et al* 2012, KOHLSCHEEN 2013), o que pode mitigar possíveis impactos inflacionários domesticamente. Por outro lado, a atividade econômica tende a crescer, não apenas em função da expansão da oferta desses produtos, mas também devido ao impacto sobre a demanda agregada causado pela melhora nos termos de troca. Como percebe-se, há vetores que atuam na direção de reforçar as pressões inflacionárias, enquanto outras, mais fortemente o câmbio, atua em direção oposta

Especificamente para o nível de preço doméstico, são dois os principais efeitos que um choque no preço das *commodities* ocasiona na taxa de inflação de um país. O efeito de 1ª ordem que é a transmissão direta dos choques destes produtos para a taxa de inflação plena e o de 2ª ordem que é o transbordamento desse evento para o núcleo do nível de preço (BCB 2010, 2011; IMF 2008, 2008a, 2011, 2011a; JALIL e ZEA 2011; PEDERSEN 2011; HARBERMEIER *et al* 2009). Como o núcleo da inflação geralmente exclui produtos que apresentam desempenho mais volátil, seu comportamento não necessariamente guarda relação direta com os preços das *commodities*. No entanto, há vários bens manufaturados e serviços que utilizam, em alguma medida, estes produtos como insumos. Dessa forma, é incerto não apenas o tamanho do repasse da inflação das *commodities* para o núcleo dos preços, mas a própria ocorrência desse repasse.

Na maioria dos trabalhos que analisam o repasse inflacionário, é comum a utilização de índices agregados de *commodities* (IMF 2008, REIS 2013,

PISTELLI e RIQUELME 2010). Contudo, estes índices tendem a ser fortemente impactados pela dinâmica das *commodities* energéticas (petróleo e gás), já que o peso relativo destes bens nestes indicadores é bastante expressivo – em torno de 70% do índice de *commodities* agregado do FMI. Como o Brasil praticou controles de preço na gasolina nos anos 2000 (ACCIOLE e MONTEIRO 2013) e a volatilidade do preço do petróleo foi preponderante em relação aos outros grupos de *commodities* – agrícolas e minerais – o possível repasse inflacionário para a economia brasileira oriundo do índice de *commodities* gerais foi amenizado.

Neste caso, justifica-se a utilização do índice de *commodities* não energéticas pois além do Brasil ser um grande produtor/exportador de produtos agrícolas e minerais, estes produtos não sofreram maiores controles de preços durante os anos 2000. Salienta-se ainda, que muitas das *commodities* não energéticas são utilizadas como insumos em produtos que fazem parte do núcleo da inflação, transcrevendo um cenário acurado acerca dos impactos inflacionários nos indicadores de preço do país.

Tendo em vista o discutido, a presente dissertação irá averiguar como o choque na cotação das *commodities* não energéticas é propagado pela economia brasileira. Mas ao invés de simplesmente estudar esse impacto, estaremos buscando identificar possíveis os principais canais de transmissões. O resto deste trabalho está subdividido da seguinte forma: a seção 2 mostra os principais canais do repasse inflacionário das *commodities* para a inflação doméstica e como algumas variáveis influenciam a magnitude deste repasse. A seção seguinte cita alguns estudos sobre os impactos inflacionários do mercado de *commodities* sobre o nível de preço no Brasil. A seção 4 desenvolve a metodologia aplicada no trabalho. Na seção 5 são reportados os resultados e, por fim, na seção 6 conclui-se a dissertação

## 2 PRINCIPAIS CANAIS DO REPASSE INFLACIONÁRIO

A partir do desenvolvimento do mercado de *commodities* na última década, é natural que surjam preocupações sobre os impactos inflacionários que a valorização contínua destes bens causa nas economias.

Ao percorrer a literatura econômica, averigua-se que um choque na cotação das *commodities* influencia a taxa de inflação doméstica de duas maneiras (BCB 2010, 2011; IMF 2008, 2008a, 2011, 2011a; JALIL e ZEA 2011; PEDERSEN 2011; HARBERMEIER *et al* 2009). A primeira delas se refere aos efeitos de 1ª ordem, que é o impacto direto entre a cotação externa e o preço doméstico. Por serem bens homogêneos, transacionados no mercado internacional, é razoável que o preço interno desses produtos – compostos majoritariamente por bens comercializáveis – seja correlacionado positivamente com a sua respectiva cotação externa. Como as *commodities* representam parcela significativa da cesta de consumo das famílias, espera-se que as oscilações externas nesses preços sejam repassadas, em alguma magnitude, para a taxa de inflação plena das economias.

A outra interação relevante diz respeito aos efeitos de 2ª ordem, ou seja, os impactos indiretos das oscilações de preço das *commodities* por serem elas insumos de várias cadeias produtivas. Além do impacto direto na inflação plena, também afetará os custos de serviços e outros produtos. Comumente, este impacto secundário é mensurado através do núcleo da inflação, uma vez que este índice (geralmente) exclui bens, produtos e serviços com comportamento mais volátil, como o próprio preço de *commodities*.

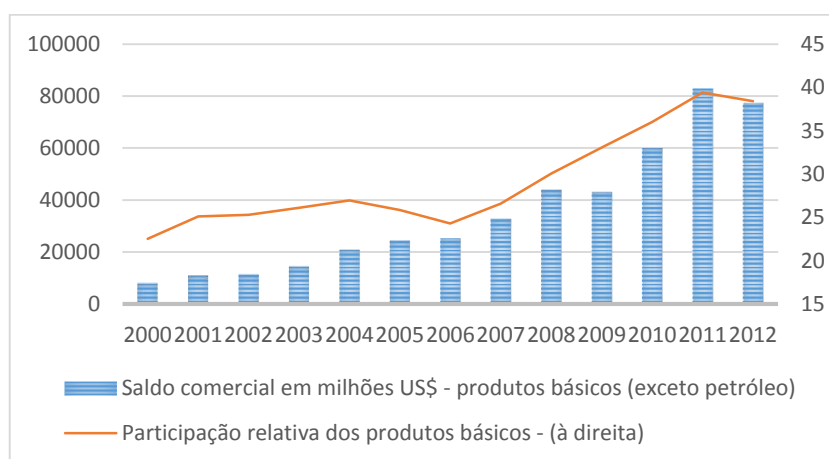
Na literatura econômica, o estudo teórico acerca desses impactos diretos e indiretos na taxa de inflação doméstica não possui maiores objeções. O que exige discussão são as variáveis que afetam a magnitude do repasse inflacionário originado do choque externo da cotação das *commodities*. Para isso serão analisados os principais condicionantes do repasse inflacionário para a economia brasileira.

## 2.1 Taxa de câmbio

Como as *commodities* são cotadas em dólar, ao se estimar o repasse para os países emergentes, especialmente aqueles grandes exportadores e importadores líquidos de *commodities*, é necessário verificar o comportamento da taxa de câmbio frente a oscilação na cotação desses bens. Essa análise é de extrema importância pois os movimentos no câmbio podem ampliar ou restringir os impactos inflacionários advindos de um choque externo nos preços das *commodities* (DE GREGORIO 2012).

Ao observar os desdobramentos do comércio exterior brasileiro nos anos 2000, nota-se que além de uma participação crescente das *commodities* no total das exportações, o saldo comercial destes produtos também se tornou cada vez mais superavitário neste período (Gráfico 1). Portanto, é razoável que a elevação na cotação das *commodities* na década de 2000 tenha contribuído para o aumento do superávit da balança comercial brasileira, apreciando o câmbio e mitigando o repasse inflacionário destes bens.

**GRÁFICO 1 – Saldo comercial e participação das *commodities* nas exportações brasileiras.**

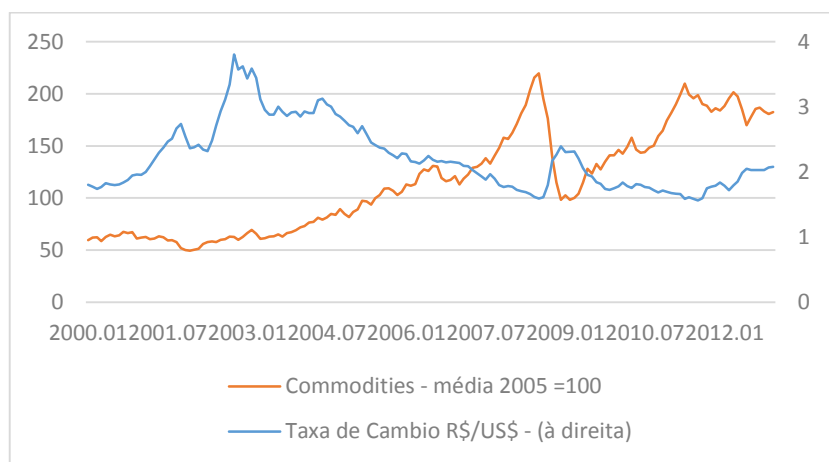


Fonte: Elaboração própria com os dados retirados do MDIC. Os produtos básicos incluem as principais *commodities* exportadas pelo Brasil, dentre elas, minério de ferro, produtos agropecuários, etc. A participação relativa dos produtos básicos se refere a participação desses produtos (exceto petróleo) no total exportado pelo país.

Em determinados países, como o Brasil, que possuem parte relevante de suas exportações voltadas para o setor de *commodities*, a cotação destes bens podem ser fundamentais para os movimentos na taxa de câmbio; um fenômeno

conhecido como *commodity currencies*<sup>1</sup>. De fato, ao analisar o comportamento da taxa de câmbio, juntamente com a cotação das *commodities* no anos 2000 (Gráfico 2), observa-se que há uma relação interessante entre essas variáveis, já que no momento que as *commodities* se valorizaram mais intensamente, a partir de 2005, o real se apreciou. Essa possível relação, aliada a relevância das *commodities* no saldo exportador brasileiro, induziu a literatura a averiguar se a moeda brasileira se comporta como uma *commodity currency*.

**GRÁFICO 2 – Commodities e Taxa de câmbio.**



Fonte: Elaboração própria com os dados retirados do IPEADATA e do FMI. A taxa de câmbio (R\$/US\$) se refere à média da taxa de câmbio nominal venda para o mês.

Cashin, *et al* (2004), por exemplo, analisaram quais países exportadores líquidos de *commodities*, possuem *commodity currencies*. Para a economia brasileira, especificamente, os autores não encontraram evidência de que o preço das *commodities* tenha determinado os movimentos da taxa de câmbio. Todavia, cabe ressaltar que a amostra utilizada por Cashin, *et al* (2004) não englobou a segunda metade dos anos 2000, exatamente o período que houve uma valorização mais intensa das *commodities*, o que talvez tenha colaborado para que o autor não encontrasse maiores evidências acerca do papel desses produtos no câmbio. Por outro lado, Veríssimo, *et al* (2012) e Kohlscheen (2013) obtiveram um resultado inverso ao de Cashin, *et al* (2004), com fortes evidências atestando que o real é uma *commodity currency*. Neste caso, Veríssimo, *et al* (2012) e Kohlscheen (2013) salientam que o aumento das exportações de

<sup>1</sup> Uma *commodity currency* pode ser definida como uma taxa de câmbio que é determinada preponderantemente pela cotação das *commodities* (CASHIN *et al*, 2004). Neste caso, as apreciações na taxa de câmbio real devem ser, necessariamente, preconizadas por valorizações nos preços das *commodities*.



algumas *commodities* (tanto em valores quanto em quantidade) foram preponderantes para explicar a apreciação cambial da moeda brasileira<sup>2</sup>.

De toda maneira, apesar de Kohlscheen (2013) ter afirmado que a moeda brasileira é uma *commodity currency*, o autor pondera que outras variáveis da economia brasileira também afetaram a taxa de câmbio nos anos 2000, principalmente no que se refere ao prêmio de risco. Neste sentido, Reis (2013), sem desconsiderar alguma influência das *commodities* sobre a taxa de câmbio, salienta que a melhora dos fundamentos da economia brasileira, mensurado por uma redução do risco país, foi o fator preponderante para explicar a apreciação cambial observada na década de 2000.

A explicação teórica para que o prêmio de risco impacte a taxa de câmbio ocorre por meio da condição de paridade não coberta da taxa de juros (PNCJ) ajustada ao risco<sup>3</sup>. Essa equação associa a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio nominal em relação ao diferencial entre a taxa de juro doméstica e uma taxa de juros internacional somada ainda ao prêmio de risco soberano da economia. De acordo com esta equação, as oscilações no prêmio de risco influenciam a taxa de câmbio, pois quando há uma melhora no risco país, *ceteris paribus*, os ativos do país se tornam menos arriscados o que acarreta um maior fluxo de capital estrangeiro para a economia, valorizando a moeda nacional. Ao observar o comportamento do prêmio de risco nos anos 2000 (Gráfico 3), juntamente com a taxa de câmbio, nota-se que concomitantemente a melhora do risco país<sup>4</sup> houve uma apreciação cambial em grande parte desse período.

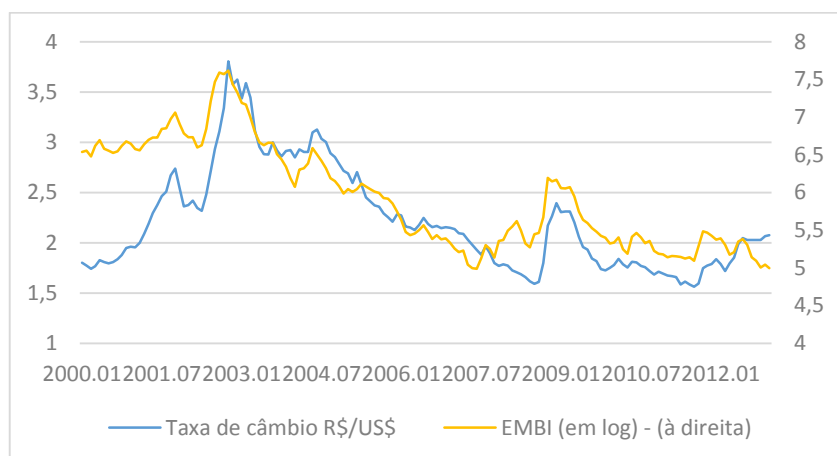
---

<sup>2</sup> Ou seja, os ganhos nos termos de troca implicaram valorização do real. No APENDICE A está disposto um Gráfico que ilustra como os termos de troca da economia brasileira se comportou nos anos 2000.

<sup>3</sup> A equação de paridade descoberta de juros em sua forma logarítmica pode ser representada como:  $E_t(e_{t+1}) - e_t = I_t - I_{t^*} - X_t$ . Em que:  $E_t(e_{t+1})$  é o valor esperado da taxa de câmbio em  $t$  para o período  $t+1$ ,  $e_t$  é o valor da taxa de câmbio em  $t$ ,  $I_t$  é a taxa de juros nominal interna entre os instantes  $t$  e  $t+1$ ,  $I_{t^*}$  é a taxa nominal de juros do título sem risco entre o período  $t$  e  $t+1$  e  $X_t$  é o prêmio de risco soberano no instante  $t$ .

<sup>4</sup> Um dos principais fundamentos da economia brasileira que nortearam o arrefecimento do risco país se refere a situação fiscal da economia. Loureiro e Barbosa (2004) e Bellas et al (2010) explicam que o comportamento da dívida pública e do orçamento do governo mensura as necessidades de financiamento da economia. Assim, uma melhora nos indicadores fiscais reduz a necessidade de financiamento do país, que implica uma maior facilidade da economia em honrar seus compromissos financeiros e consequentemente na redução na compensação pelo risco. Como durante a década de 2000 houve uma melhora na dívida pública líquida, é razoável que o prêmio de risco da economia brasileira tenha diminuído. No APÊNDICE A está disposto um Gráfico que ilustra esta relação entre o prêmio de risco e a dívida pública.

**GRÁFICO 3 – Taxa de câmbio e EMBI+br**



Fonte: Elaboração própria com os dados retirados do IPEADATA

Segundo o Gráfico 3, há uma correlação positiva entre a taxa de câmbio e o prêmio de risco – 0,67 entre janeiro de 2000 e janeiro de 2010 – com a melhora no risco país sendo seguida pela apreciação cambial e piora do prêmio de risco sendo sucedido por desvalorização do real. De certa maneira, essa relação do prêmio de risco com a taxa de câmbio, aparenta ser importante para explicar as oscilações na moeda brasileira nos anos 2000. Por outro lado, também se compreende que apesar de não haver um consenso se o real é uma *commodity currency*, não se nega que a cotação das *commodities* nos anos 2000 também foram relevantes para explicar os movimentos na taxa de câmbio brasileira.

Isso é importante já que a partir de um choque na cotação das *commodities* espera-se que a taxa de câmbio se aprecie e amenize o repasse inflacionário, ou mesmo que contrabalanceie totalmente a valorização das *commodities* - no sentido de haver uma apreciação cambial mais incisiva do que o próprio choque nas *commodities*. Compreender este fato é central, já que as flutuações da taxa de câmbio terão implicações para a política monetária controlar as pressões inflacionárias oriundas do mercado internacional das *commodities*, fato que será analisado na próxima seção.

## 2.2 Credibilidade da política monetária

Um dos principais fatores que influenciam o repasse inflacionário se refere à credibilidade da política monetária. Uma política monetária crível pode ser

definida como aquela capaz de estabilizar as expectativas inflacionárias com custos econômicos reduzidos e melhora do bem estar (IMF, 2011).

Para compreender o papel da credibilidade é importante pontuar como as expectativas de inflação afetam o nível de preços. Conforme ressaltado por Val et al (2010), existe uma relação entre essas variáveis pois parte das decisões dos agentes econômicos são tomadas de maneira prospectiva de modo a incorporar as expectativas acerca da inflação, do produto etc. Como a expectativa de inflação é um prognóstico do nível de preço futuro, o seu comportamento influencia as decisões dos agentes no presente podendo, portanto, afetar a demarcação de preço dos produtos e serviços.

Ao focalizar o núcleo da inflação, observa-se ainda que as expectativas inflacionárias desempenham papel adicional. De acordo com Jalil e Zea (2011), Cecchetti e Moessner (2008), Gelos e Ustyogova (2012), o principal canal de repasse entre a taxa de inflação plena e o seu núcleo ocorre através das expectativas inflacionárias. Esses trabalhos salientam que se um choque de preço de determinada mercadoria impactar a expectativa de inflação e esta se mantiver elevada, haverá uma propagação para outros produtos e segmentos da economia, o que ocasionará efeitos de segunda ordem.

É a partir disso que se analisa a relação existente entre as *commodities* não energéticas e o núcleo da inflação. Como estes bens representam parcela significativa dos índices de preço, é razoável que os choques nas cotações das *commodities* não energéticas se reverberem na expectativa de inflação e impactem a taxa de inflação plena. Se esse choque for logo dissipado ou se ater a uma categoria específica de produtos, sem se difundir para o restante da economia, não haverá maiores efeitos na expectativa de inflação. Porém, se os agentes enxergarem esse incremento inflacionário afetando seus respectivos custos, a expectativa de inflação se manterá elevada e o aumento de preço que antes estava concentrado em poucos setores – aqueles diretamente associados aos das *commodities* - passa a pressionar salários e custos, se propagando para toda a economia e impactando o núcleo da inflação (JALIL e ZEA, 2011)<sup>5</sup>.

---

<sup>5</sup> O IMF (2011) também afirma que o repasse da taxa de inflação plena para o núcleo é realizado por meio das expectativas de inflação. Contudo, ressalta-se que essa transmissão entre os

É neste ponto que a credibilidade do Banco Central atua. Segundo o IMF (2011), se a autoridade monetária possuir credibilidade elevada, de modo a ancorar as expectativas de inflação frente aos choques externos na cotação das *commodities*, o repasse de preço será reduzido. Isso ocorre porque os agentes confiam que o Banco Central irá reagir a fim de debelar possíveis pressões inflacionárias contribuindo para manter estável a taxa de inflação nos meses e trimestres subsequentes.

Todavia, é importante ponderar que se a “certeza” dos agentes está fundamentada na suposição de que o Banco Central não é tolerante a taxas de inflação mais altas, também existe a outra face, em que não há essa confiança. Neste caso, qualquer alteração nos níveis de preço pode contaminar as expectativas de inflação, pois se espera que a autoridade monetária possa ser conivente com a propagação inflacionária. No ambiente de credibilidade abalada, caso o Banco Central tente influenciar a inflação, os formuladores de política terão que ser muito mais incisivos em sua atuação para conseguir atingir os mesmos resultados observados por instituições com credibilidade superior (ALICHI et al, 2009; IMF, 2011).

Antes de prosseguir, é interessante pontuar a dificuldade de atuação da autoridade monetária frente ao choque de preço das *commodities*. Pelo fato do surto inflacionário ser de origem externa, as ações do Banco Central não afetam a cotação internacional desses produtos ao mesmo tempo que pode haver uma propagação inflacionária do processo. Logo, é pertinente indagar como o Banco Central deve reagir caso haja um repasse desse choque de preços para a economia doméstica.

O IMF (2011) argumenta que esses choques de *commodities* são geralmente transitórios, portanto, os formuladores de política devem acomodar os efeitos de 1ª ordem e reagir caso ocorra propagação inflacionária capaz de gerar efeitos de 2ª ordem. Contudo, em países emergentes que possuem uma participação elevada das *commodities* em seus índices de preço, os custos econômicos de uma taxa de inflação plena mais volátil podem ser altos. Desse modo, torna-se

---

índices não ocorre contemporaneamente, pois o choque de preço das *commodities* demanda algum tempo para ser propagado pelos diferentes setores da economia.

aconselhável, segundo o IMF(2011), que o Banco Central atue diretamente nas oscilações da inflação plena, sem esperar que os efeitos de 2ª ordem apareçam.

Em relação à economia brasileira nos anos 2000, observa-se que a taxa inflação se manteve dentro do intervalo de tolerância da meta em grande parte desse período. Especificamente após 2005, mesmo com a forte valorização das *commodities*, o nível de preço doméstico se manteve sob controle. Neste sentido, Balbino, Colla e Telles (2011) analisaram a condução da política monetária brasileira a partir da adoção do regime de metas inflacionárias. No que se refere ao período em que a valorização das *commodities* foi mais intenso – após 2005 – os autores observaram que o Banco Central foi bastante rigoroso no controle do nível de preços<sup>6</sup>. Desse modo, caso tenha ocorrido algum choque inflacionário oriundo da valorização das *commodities*, é razoável que o Banco Central tenha reagido frente a este incremento de preço.

Portanto, de acordo com o regime de metas de inflação, acredita-se que, caso os indicadores de inflação sejam impactados pelo choque nas *commodities*, o Banco Central reaja frente as essas pressões inflacionárias. Como a meta de inflação é baseada no IPCA pleno, espera-se que a autoridade monetária atue frente a este indicador.

### 2.3 Atividade econômica

A atividade econômica ocupa um papel central na análise da propagação inflacionária oriunda do choque na cotação das *commodities*. Se a participação desses produtos for significativa na balança comercial, é razoável que ela também ocupe um papel de destaque no PIB. Assim sendo, um aumento na cotação – em dólares - das *commodities* pode se traduzir em ganhos nos termos de troca, maiores receitas de exportações, aquecer a demanda agregada doméstica e se tornar um fator adicional agindo por trás das pressões inflacionárias.

O IMF (2008) relata exatamente este ponto, ao considerar que em exportadores líquidos, um *boom* no preço das *commodities* geralmente impacta a demanda

---

<sup>6</sup> Cabe salientar que Balbino, Colla e Teles (2011) não analisam, em hora alguma, os impactos inflacionários do mercado de *commodities*. O que os autores pontuam é que o Banco Central foi bastante rigoroso frente aos desvios da inflação em relação a meta pré-estabelecida.

agregada, o que acaba por intensificar as pressões inflacionárias originadas no mercado internacional. Especificamente para o Brasil, Camacho e Perez-Quiroz (2013) afirmam que a economia brasileira reage de maneira positiva ao choque na cotação das *commodities*, com o ciclo econômico sendo preponderante para explicar a magnitude da reação. Portanto, é razoável esperar que uma elevação geral na cotação das *commodities* impacte positivamente o PIB pois além do Brasil ser um grande exportador líquido de *commodities* não energéticas, parte de sua estrutura produtiva é voltada para este segmento. Neste caso, cabe salientar, novamente, que um aumento no preço das *commodities* não energéticas representa um choque positivo no termo de troca brasileiro, o que acaba por aquecer a atividade econômica.

Aqui vale ressaltar um ponto essencial. Além do choque na cotação das *commodities* ativar a demanda interna (no caso de produtores desses produtos), há um efeito ainda não considerado nas análises até o momento: maior produção dos bens relacionados ao mercado de *commodities*, exatamente para usufruírem dos ganhos propiciados por preços mais elevados. Como a ampliação da oferta via novas plantas industriais ou de minas leva anos para se concretizar, aumento da oferta implica em utilizar de forma mais intensiva trabalho, inclusive com pagamento de horas extras e turnos noturnos, algo que normalmente pode resultar em inflação de salário. Esse efeito inflacionário gerado por uma oferta mais acentuada e uma possível inflação de salários ainda não foi considerada e, como será visto em análise futura, pode exercer papel crucial para o mecanismo de propagação inflacionária no Brasil.

#### 2.4 – Estrutura dos índices de inflação

O último item a ser analisado refere-se à estrutura dos índices de inflação. Em relação às *commodities*, é provável que a participação relativa destes bens nos indicadores de inflação seja importante para explicar a magnitude do repasse inflacionário. O IMF(2008a) argumenta que se a participação das *commodities* no índice de inflação for reduzida, o nível geral de preços deste país será menos impactado do que em economias que possuem elevada participação desses produtos na construção de seus índices. Sendo assim, choques idênticos na

cotação internacional das *commodities* podem gerar respostas inflacionárias distintas entre países.

Esse ponto é notado quando se analisa os efeitos do choque na cotação das *commodities* em economias que estão em diferentes estágios de desenvolvimento. Gelos e Ustyugova (2012) e Pedersen (2011) sinalizam esse fato ao ressaltar que se observa um maior *pass-through* em países emergentes exatamente pela maior importância das *commodities* na composição de seus índices de inflação.

De todo modo, é prematuro afirmar que aquelas economias com forte presença de *commodities* em seus índices de preço irão apresentar resposta mais correlata com os desdobramentos do mercado internacional desses bens. Como relatam Pistelli e Riquelme (2010) existe um emaranhado de fatores institucionais e conjunturais que atuam no sentido de deixar essa análise mais complexa. Os autores, por meio de regressões *cross-country*, buscam identificar, para uma amostra de 44 países, características macroeconômicas estruturais e conjunturais que possam explicar a diferença observada entre as taxas de inflação dos países frente a choques de preço das *commodities* alimentícias e energéticas.

Em um primeiro momento, Pistelli e Riquelme (2010) também evidenciam que países de renda mais elevada possuem um *pass-through* menor. Todavia, alguns aspectos estruturais, tais como regulações de preço e barreiras comerciais, são igualmente significativos para explicar a diferença do repasse inflacionário entre os países. Logo, é possível que se encontre países emergentes que possuem um repasse de preço menor do que uma economia avançada, em razão de alguma política tarifária ou regulação de preço.

Um último ponto relevante se refere ao papel do índice de preço ao produtor. Como as *commodities* são um importante insumo da cadeia produtiva, é razoável que o choque de preço desses produtos reverbere em pressões de custo para as empresas que por sua vez repassam para os consumidores (CLARK e ZAMAN, 2011). Neste caso, os indicadores de inflação seriam impactados de forma indireta através da elevação dos custos das empresas.

### 3 – AS COMMODITIES E A TAXA DE INFLAÇÃO NO BRASIL

As importantes interações entre o comportamento das *commodities* na década de 2000 e seus respectivos impactos inflacionários despertaram o interesse de examiná-los mais a fundo. No entanto, na maioria dos estudos que analisam esta questão utiliza-se alguns sub-índices deste indicador, geralmente as *commodities* alimentícias e energéticas, e foca-se em grupos de países que possuem economias com características semelhantes<sup>7</sup>.

Neste sentido, podem ser ressaltadas as publicações do *World Economic Outlook*, especificamente o IMF (2008, 2011) assim como o *Regional Economic Outlook*, IMF (2008a, 2011a), além de Harbermeier *et al* (2009), Gelos e Ustyogova (2012), Pedersen (2011), Pistelli e Riquelme (2010), De Gregorio (2012), Jalil e Zea (2011), Reis (2013), entre outros. Apesar desses estudos analisarem grupos de países e sub-índices das *commodities*, pode-se extrair alguns resultados relevantes para o Brasil<sup>8</sup>.

Na análise específica das *commodities* alimentícias, Jalil e Zea (2011) estimaram, por meio de vetores auto-regressivos (VAR), o repasse inflacionário para alguns países da América Latina<sup>9</sup>. Para o Brasil, relataram que um choque de 1 desvio padrão (D.P.) na cotação das *commodities* alimentícias causa um repasse de 6% para inflação plena<sup>10</sup>.

Os resultados de Jalil e Zea (2011) mostram que, dentre um conjunto de países latino-americanos, o Brasil possui o menor repasse inflacionário. No entanto, apesar dos autores empregarem na estimação variáveis como o PIB, a taxa de câmbio e o produto, não deixam claro o exato canal de transmissão que determina o pass-through para a inflação.

---

<sup>7</sup> Em grande parte desses trabalhos, lançam-se mão de vetores auto-regressivos para analisar os impactos inflacionários dos choques de *commodities*. Em alguns outros estimam-se curvas de Phillips a fim de se verificar os repasses inflacionários.

<sup>8</sup> Na realidade a literatura que trata do repasse inflacionário dos preços das *commodities* é muito mais vasta do que a relatada. Contudo, na grande maioria das vezes estes trabalhos focalizam as economias avançadas e as *commodities* energéticas o que não se relaciona diretamente com os objetivos do presente trabalho.

<sup>9</sup> Jalil e Zea (2011) utilizam índices da FAO para as *commodities* alimentícias e não do FMI ou do CRB que são comumente empregados em outros trabalhos.

<sup>10</sup> Os autores não citam a magnitude do choque de 1 desvio padrão.



Em IMF(2008a) há, contudo, esforço nessa direção, uma vez que se averigua os efeitos inflacionários ocasionados por choques nos preços dos alimentos e combustíveis, daqueles de ordem interna, específicas de cada país, como crescimento econômico, inércia inflacionária, reação da política monetária, taxa de câmbio, dentre outros.

Para o Brasil, o trabalho nota que um choque externo de 30 pontos percentuais (p.p.) no preço dos alimentos reverbera em um incremento de até 2,1 p.p. na taxa de inflação plena, em um horizonte de 12 meses. Já o núcleo é impactado em 1,2 p.p.. Entretanto, mesmo com um estudo mais completo acerca dos determinantes do *pass-through*, o IMF (2008a) não faz uma análise isolada desses fatores para o caso brasileiro. Ao reportar os resultados, a publicação ilustra um exame agregado por categoria de países, separados entre aqueles que adotam metas inflacionárias ou não.

Com as implicações inflacionárias da valorização das *commodities* nos anos 2000, o Banco Central do Brasil (BCB) iniciou, em 2010, uma análise mais profunda sobre esse processo ao criar um índice que engloba as *commodities* mais relevantes para a economia brasileira – chamado de Índice de *Commodities* Brasil (IC-Br). Por meio de um Vetor auto-regressivo (VAR), o Banco Central passou a averiguar com mais afinco a magnitude do repasse de preço que os choques nos sub-índices do IC-br acarretam no IPCA, encontrando evidência da importância que as *commodities* possuem na dinâmica da inflação brasileira (BCB, 2011).

Segundo o BCB (2011), o repasse inflacionário do IC-Br é contemporâneo, atinge um pico no mês posterior ao choque e afeta o comportamento do IPCA por, pelo menos, 5 meses. Contudo, o BCB (2011) não relata a magnitude da resposta da inflação. As funções resposta ao impulso (FRIs), neste caso, somente apresentam escala temporal, o que torna complicado auferir conclusões adicionais. Outro fator que dificulta a análise realizada pelo BCB (2011) é que o trabalho não explica de maneira pormenorizada a influência que algumas variáveis, tais como a taxa de câmbio e produto, tem no repasse inflacionário impedindo uma análise mais crítica sobre o estudo desenvolvido.

Esse fato se torna ainda mais relevante ao comparar a dinâmica da cotação das *commodities* e as variáveis da economia brasileira na última década. A questão não se baseia apenas em indagar o impacto nos indicadores da inflação, mas também verificar quais são os seus determinantes pois é através da resposta do produto, da política monetária e da taxa de câmbio, dentre outros fatores, que se pode realizar uma leitura mais completa da propagação inflacionária originada no mercado internacional de *commodities*. Soma-se a isto, a importância de se averiguar o sub-índice das *commodities* não energéticas que ao incluir a cotação de alguns minerais relevantes na balança comercial e ao mesmo tempo da estrutura produtiva da economia brasileira, proporciona uma melhor visão sobre o *pass-through* averiguado.

## 4 METODOLOGIA

Para responder as perguntas deste trabalho, será utilizado a metodologia dos Vetores Auto-Regressivos (VAR).

### 4.1 – Vetor Auto-Regressivo e dados utilizados

Seja um VAR estrutural de ordem  $p$  representado da seguinte maneira:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + \varepsilon_t$$

Em que  $X$  é um vetor ( $k \times 1$ ) contendo  $n$  variáveis endógenas e  $m$  variáveis exógenas tal que  $n + m = k$ ,  $\varepsilon$  é o vetor ( $k \times 1$ ) de erros estruturais do modelo que são, por definição, não correlacionados e independentemente distribuídos –  $\varepsilon \sim i.i.d. (0; I_k)$  -,  $A$  é uma matriz ( $k \times k$ ) que identifica a relação contemporânea entre as variáveis,  $B_0$  representa um vetor ( $k \times 1$ ) contendo os termos do intercepto e por fim  $B_i$  sinalizando uma matriz ( $k \times k$ ) de coeficientes.

Na realidade, quando se estima um VAR o que se obtêm inicialmente, é a forma reduzida do mesmo. Desse modo, para recuperar a forma estrutural, que transcreve a dinâmica apropriada entre as variáveis, deve-se restringir a forma reduzida de acordo com a teoria econômica. Segue-se, portanto, o VAR( $p$ ) em sua forma reduzida:

$$X_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + e_t$$

Tal que:  $A^{-1}B_0 = \theta_0$ ;  $A^{-1}B_i = \theta_i$  e  $A^{-1}\varepsilon_t = e_t$ <sup>11</sup>. Assumindo que o VAR satisfaça a condição de estabilidade<sup>12</sup> pode-se representá-lo por meio do respectivo vetor de médias móveis infinito - VMA( $\infty$ )<sup>13</sup>:

<sup>11</sup> Diferentemente da forma estrutural, os termos de erro da forma reduzida são correlacionados entre si.

<sup>12</sup> Para que um VAR( $p$ ) satisfaça a condição de estabilidade é necessário que os autovalores da matriz de coeficientes  $\theta_i$  sejam menores em módulo do que 1. Sinteticamente, significa que os autovalores da expressão  $(I - \sum_{i=1}^p \theta_i L^i)$  devem estar fora do círculo unitário.

<sup>13</sup> A fim de facilitar as manipulações algébricas, será considerado o VAR de ordem 1.

$$X_t = \mathcal{U} + \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_1^i e_{t-i}$$

em que  $\mathcal{U}$  representa o vetor ( $k \times 1$ ) contendo a média das variáveis incluídas no modelo. Definindo  $Y$  como variáveis endógenas e  $Z$  como exógenas, as matrizes do VMA podem ser visualizadas do seguinte modo:

$$X_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{n,t} \\ z_{1,t} \\ z_{2,t} \\ \vdots \\ z_{m,t} \end{bmatrix}; \mathcal{U}_t = \begin{bmatrix} \bar{y}_{1,t} \\ \bar{y}_{2,t} \\ \vdots \\ \bar{y}_{n,t} \\ \bar{z}_{1,t} \\ \bar{z}_{2,t} \\ \vdots \\ \bar{z}_{m,t} \end{bmatrix}; e_t = \begin{bmatrix} e_{y_{1,t-i}} \\ e_{y_{2,t-i}} \\ \vdots \\ e_{y_{n,t-i}} \\ e_{z_{1,t-i}} \\ e_{z_{2,t-i}} \\ \vdots \\ e_{z_{m,t-i}} \end{bmatrix}; \Theta_1^i = \begin{bmatrix} \Theta_{i,y_1,y_1} & \cdots & \Theta_{i,y_1,y_n} & \Theta_{i,y_1,z_1} & \cdots & \Theta_{i,y_1,z_m} \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Theta_{i,y_n,y_1} & \cdots & \Theta_{i,y_n,y_n} & \Theta_{i,y_n,z_1} & \cdots & \Theta_{i,y_n,z_m} \\ 0 & & & \Theta_{i,z_1,z_1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & \Theta_{i,z_m,z_m} \end{bmatrix}$$

A matriz  $\Theta_1^i$  é representada dessa forma pois assume-se que  $Z$  seja uma variável exógena que siga um processo auto regressivo (AR). Logo, apesar de se admitir que  $Z$  impacte as outras variáveis endógenas; não se admite, naturalmente, que  $Z$  seja influenciada por  $Y$ <sup>14</sup>.

São nas matrizes que dão origem ao VMA que se obtêm a dinâmica das FRIs e ao mesmo tempo se justifica a introdução da teoria econômica. De um modo geral, um VAR em sua forma reduzida é nada mais que um sistema de equações em que grande parte, senão todas, as variáveis são tratadas como endógenas. Nesta situação, não há nenhum fundamento econômico – a não ser as simples escolhas das variáveis a serem utilizadas no modelo - que justifique a interação observada entre os indicadores (ENDERS, 2010). Como o VAR em sua forma reduzida é um modelo sobreparametrizado, o pesquisador deve impor restrições, fundamentado na teoria econômica, para identificar e recuperar o VAR em sua forma estrutural. Essas restrições devem ser inseridas no modelo para que as FRIs sejam identificáveis, pois caso contrário, elas somente indicarão uma

<sup>14</sup> Na verdade ao se estimar o VAR reduzido, utiliza-se restrições lineares na equação da variável exógena  $Z$ . Nesta equação, impõe-se valores iguais a 0 nos coeficientes das variáveis endógenas, a fim de transformar a equação em um processo exógeno AR. Cabe ressaltar que, neste caso, o estimador MQO não é indicado na estimação do VAR. Lütkepohl (2005) afirma que o estimador EGLS (*Estimated Generalized Least Squares*) é assintoticamente mais eficiente do que sua contraparte MQO.

dinâmica que não encontra respaldo na teoria. Portanto, recuperando a forma estrutural do VAR em sua representação VMA, com a devida restrição:

$$X_t = \mathcal{U} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_1^i e_{t-i}$$

Dado que  $A^{-1}\varepsilon_t = e_t$ . Logo:

$$X_t = \mathcal{U} + \sum_{i=0}^{\infty} \theta_1^i A^{-1} \varepsilon_{t-i}$$

$$X_t = \mathcal{U} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t-i}$$

em que:  $\Psi_i = \theta_1^i A^{-1}$ . A matriz  $\Psi_i$  é composta por:

$$\Psi_i = \begin{bmatrix} \Phi_{i,(y_1,y_1)} & \cdots & \Phi_{i,(y_1,y_n)} & \Phi_{i,(y_1,z_1)} & \cdots & \Phi_{i,(y_1,z_m)} \\ \vdots & \ddots & & \vdots & \ddots & \\ \Phi_{i,(y_n,y_1)} & \cdots & \Phi_{i,(y_n,y_n)} & \Phi_{i,(y_n,z_1)} & \cdots & \Phi_{i,(y_n,z_m)} \\ 0 & & & \Phi_{i,(z_1,z_1)} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 & 0 & \cdots & \Phi_{i,(z_m,z_m)} \end{bmatrix}$$

onde cada termo  $\Phi_{i,(jk)}$  representa o multiplicador de impacto no instante  $i$ . Por meio da matriz  $\Psi$  se observa diretamente as respostas das variáveis do modelo frente a determinados choques. Por exemplo, o elemento  $\Phi_{0,(12)}$  sinaliza o impacto instantâneo que um choque na variável endógena  $Y_2$  ocasiona em  $Y_1$ . Do mesmo modo, observa-se que os zeros da matriz  $\Psi$  denotam os supostos choques oriundos de todos os  $Y_t$  e seus respectivos efeitos em todos os  $Z_t$  sinalizando, portanto, que está variável não é influenciada por estes eventos, o que é natural pois alega-se que ela é exógena. Para melhor visualização deste processo é interessante transformar a matriz  $\Psi$  em uma matriz  $\Psi$  ( $2 \times 2$ ) contento elementos que representam submatrizes dos multiplicadores de impacto agrupados de acordo com a característica do choque:

$$\Psi_i = \begin{bmatrix} \Psi_{i,(yy)} & \Psi_{i,(yz)} \\ 0_{i,(zy)} & \Psi_{i,(zz)} \end{bmatrix}$$

Na matriz  $\Psi_i$ , cada elemento  $\psi_{i,(jw)}$  denota uma matriz. A matriz  $(nxn)$   $\psi_{i,(yy)}$ , por exemplo, indica os choques e as respectivas respostas entre todas as variáveis endógenas do modelo em todos os instantes  $i$ . O elemento  $\psi_{i,(yz)}$  é uma matriz  $(nxm)$  que sinaliza as respostas das variáveis endógenas frente a choques nas exógenas. Desse modo, explica-se o motivo de se incluir zeros na matriz  $(mxn)$   $\psi_{i,(zy)}$ . Como a variável endógena  $Y$  não impacta as exógenas, um choque representado por  $\psi_{i,(zy)}$  necessariamente deve ser 0 para todos os instantes  $i$ . Da mesma maneira, assume-se que somente há coeficientes na diagonal principal da matriz  $(mxm)$   $\psi_{i,(zz)}$ , pois as variáveis exógenas  $Z$  devem seguir um processo AR.

Em relação às variáveis utilizadas, o vetor  $X$  do VAR estimado é composto pelas seguintes variáveis:  $Lpib$ ,  $Lpi$ ,  $LipcaN$ ,  $Lipca$ ,  $LPcomN$ ,  $Lembi$ ,  $Lex$  e  $Selic$ , em que:

- *Lpib*: se refere ao logaritmo natural do PIB trimestral.
- *Lpi*: se refere ao logaritmo natural da produção industrial trimestral.
- *LipcaN*: é o logaritmo natural do núcleo do IPCA acumulado no trimestre<sup>15</sup>.
- *Lipca*: é o logaritmo natural do IPCA acumulado no trimestre
- *LPcomN*: é o logaritmo natural da cotação das *commodities* não energéticas,
- *Lembi*: é o logaritmo natural do prêmio de risco da economia brasileira. A mensuração é dada por meio de pontos base – (100 pontos base = 1%)
- *Lex*: é o logaritmo natural da taxa de câmbio nominal (R\$/US\$)<sup>16</sup>.
- *Selic*: é a taxa básica de juros. Corresponde à taxa Selic anualizada no fim do respectivo trimestre.

---

<sup>15</sup> O indicador empregado neste trabalho se refere ao núcleo por exclusão – IPCA-EX. Até dezembro de 2009, este índice excluía totalmente ou parcialmente 24 itens - dentre os 52 que compõe o IPCA - que apresentavam maiores oscilações, aproximadamente 44,6% do IPCA. A partir desta data, por meio de critérios econômicos e estatísticos, o Banco Central passou a excluir 12 itens que apresentaram a maior volatilidade nos anos anteriores, sendo 10 pertencentes ao grupo alimentação no domicílio e 2 por preços administrados por Contrato - 15,5% da cesta do IPCA (BCB, 2009a).

<sup>16</sup> Taxa de câmbio comercial para a compra.

A amostra tem periodicidade trimestral e abrange o segundo trimestre 1999 ao terceiro trimestre de 2012<sup>17</sup>. Para as séries *Lpib*, *Lipca*, *LipcaN* e *Lex* foram construídos índices tais que 1999:01 = 100. Para *Lpi* e *LPcomN* adotou-se base com média 2005 = 100.

Antes de prosseguir é importante fazer uma ressalva. Apesar da série *LPcomN* ser estimada de maneira endógena ao sistema, utiliza-se restrições lineares na equação de *LPcomN* impondo valores iguais a 0 nos coeficientes das outras variáveis endógenas, a fim de transformar a equação em um processo exógeno AR. Logo, apesar de se admitir que *LPcomN* impacte as outras variáveis endógenas, não se admite que estas influenciem *LPcomN*<sup>18</sup>. De forma mais direta, *LPcomN* é uma variável Z do VAR estimado.

Seguindo Sims, Stock e Watson (1990), o VAR será estimado em nível, evitando o problema de se descartar possíveis informações relevantes assim como relações de longo prazo que possam existir. Enders (2010) vai ainda mais a fundo ao ressaltar que para o VAR estrutural as interações mostradas por variáveis em nível é ainda mais relevante, dado que o modelo estrutural deve espelhar a verdadeira dinâmica entre as variáveis<sup>19</sup>.

Importante ressaltar que é ampla a utilização do VAR com variáveis em nível. Entre os muitos estudos que extensivamente lançam mão dessa forma de se estimar, destacam-se os de Sims (1992), Leeper, Sims e Zha (1996), Christiano,

---

<sup>17</sup> Os valores trimestrais das séries: *Lpi*, *LPcom*, *LPcomN*, *Lembi*, *Lex* foram calculados como a média mensal do respectivo trimestre.

<sup>18</sup> Cabe ressaltar que, neste caso, o estimador MQO não é indicado na estimação do VAR. Lutkepohl (2005) afirma que o EGLS (Estimated Generalized Least Squares) é assintoticamente mais eficiente do que sua contraparte MQO.

<sup>19</sup> Apesar dos testes de raiz unitária serem amplamente empregados para a séries de tempo univariadas, dado que a presença de raiz unitária neste caso causa viés e inconsistência ao estimador, quando se lida com séries multivariadas o mesmo não é verdadeiro. Conforme demonstrado por Sims et al (1990), ao se estimar um VAR com variáveis estacionárias e não estacionárias, é possível realizar testes estatísticos por meio da teoria de distribuição assintótica convencional. Para isso o coeficiente de interesse deve poder ser escrito como estacionário de média 0 a fim de que se possa realizar a referida inferência. Neste caso, como ressaltam Sims et al (1990), ao utilizar um VAR com variáveis integradas com ordens diferentes é possível realizar testes t padrão assim como testes de defasagem ótima no modelo. Para isso, os resíduos gerados devem ser estacionários. Por outro lado, não é aconselhável realizar testes que tenham a distribuição F como parâmetro, dado que na presença de variáveis não estacionárias a F não segue a distribuição convencional. Portanto, não é aconselhável lançar mão de testes de Granger-causalidade nos VARs estimados.

Eichenbaum e Evans (1999), Bernanke e Gertler (1995), Céspedes, Lima e Maka (2008).

De certo modo, é pertinente indagar o porquê de se utilizar estes dados na estimação. De acordo com o desenvolvimento da dissertação e com a literatura citada, verifica-se que existem fatores que atuam na magnitude observada dos impactos que um choque no preço das *commodities* acarreta. A primeira delas, e talvez a mais clara, se refere à taxa de câmbio. Esta variável apresenta uma dinâmica que tende a amplificar ou reduzir os impactos inflacionários advindo do mercado internacional das *commodities*. Assim, inserir a taxa de câmbio na estimação é preponderante na análise (DE GREGORIO, 2012; IMF, 2008a).

Da mesma maneira, a inclusão do produto contribui no exame do repasse de preço das *commodities*, já que uma elevação na cotação desses bens pode aquecer o nível de atividade econômica e assim representar um fator importante por trás das pressões inflacionárias advindas do mercado internacional. Logo, o comportamento do produto passa a ocupar um importante papel no exame dos efeitos de 1ª e 2ª ordens (IMF, 2011).

A Selic, por outro lado, deve ser inserida no modelo através da importância da política monetária em afetar o comportamento do nível de preços no Brasil (CESPEDES, LIMA e MAKHA, 2011; LUPORINI, 2008). É plausível e esperado que o Banco Central reaja frente aos movimentos da inflação e influencie o quadro inflacionário advindo do choque das *commodities*.

Já a alegação para se incluir o prêmio de risco advém do fato dessa variável ser sensível a indicadores de solvência externa e fiscal (BELLAS et al, 2010, LOREIRO e BARBOSA, 2004). O EMBI+br diz algo sobre preço de dívida pública no exterior, portanto a questão fiscal é de suma importância. Por outro lado, a oscilação do preço das *commodities* afeta a entrada de moeda estrangeira no país, e provavelmente o prêmio de risco será afetado por um choque na cotação desses bens. Considerando-se que as oscilações no EMBI+br podem reverberar no mercado cambial e, daí, trazer maiores implicações à economia brasileira, justifica-se o fato de se incluir a variável.

Enfim, todas as séries empregadas neste VAR são relevantes para explicar como ocorre o processo de transmissão – principalmente no exame da



magnitude desse repasse<sup>20</sup>. Espera-se, então, que o presente trabalho, de acordo com a metodologia empregada e com as variáveis utilizadas, traga novas esclarecimentos acerca do choque inflacionário advindo do mercado externo de *commodities*.

## 4.2 Identificação

A estratégia de identificação se inicia a partir de um modelo *benchmark* recursivo<sup>21</sup>. Nesta estratégia de identificação, um choque na primeira variável ordenada no sistema, possui efeitos contemporâneos em relação a todas as outras inseridas no VAR. A segunda variável, por sua vez, não afeta contemporaneamente a primeira, mas impacta as variáveis dispostas após ela; e este processo segue até ao ponto em que um choque na última variável não impacta contemporaneamente nenhuma outra variável do VAR estimado.

Seguindo a especificação de Leeper, Sims e Zha (1996), as variáveis serão separadas por “blocos” conforme suas características. Assim sendo, serão utilizadas no contexto do atual VAR as seguintes séries: *Lpib*, *LipcaN*, *Lipca*, *LPcomN*, *Lembi*, *Lex*, *Selic* para os referidos setores: setor real da economia, setor externo, setor financeiro e um bloco de política monetária.

O setor real da economia será composto por séries que transcrevem o nível de atividade econômica e os níveis de preço - *Lpib*, *LipcaN*, *Lipca*. Este bloco é especificado antes de todas as outras variáveis de modo que não sejam impactados contemporaneamente por choques oriundos de outros setores. A justificativa é que estes dados são caracterizados por possuírem uma dinâmica de ajuste mais lenta que as demais, isto é, respondem paulatinamente através do tempo a choques originados em outros setores da economia. A explicação para esse ajuste mais lento advém das fricções existentes no comportamento

---

<sup>20</sup> É razoável argumentar sobre a não inclusão das expectativas de inflação no VAR dado que para alguns autores ela desempenha um papel importante entre o repasse da taxa de inflação para o seu núcleo. São dois os motivos para a não inclusão das expectativas: (i) haveria uma grande perda de graus de liberdade não apenas pela inserção de mais uma variável no VAR, mas também pelo fato das expectativas estarem disponíveis somente após o 3º trimestre de 2001 - o que acarretaria na perda de 10 observações. (ii) a estimação é trimestral e não se dispõe deste dado neste espaço de tempo. Logo, possíveis tratamentos para mensura-la de maneira trimestral não deve apresentar grandes ganhos até mesmo pela elevada perda de graus de liberdade ao inserir esta variável que reverberaria na piora da precisão dos coeficientes do VAR estimado.

<sup>21</sup> Ou seja, através da decomposição de Cholesky na matriz A do VAR estrutural.

dessas variáveis pois existe um “caminho” a ser percorrido pelas empresas a fim de se alterar os preços dos bens finais e a quantidade produzida (LEEPER, SIMS E ZHA, 1996)<sup>22</sup>.

No entanto, antes de prosseguir, é importante pontuar uma relação de contemporaneidade neste setor. No trabalho, *LipcaN* será especificado antes de *Lipca*. A justificativa para esta ordenação se baseia na própria construção dos indicadores, dado que *LipcaN* é, por definição, um sub-índice de *Lipca*. Logo, todo choque no núcleo da inflação deve reverberar contemporaneamente, em alguma magnitude, em oscilações na taxa de inflação plena; mas, por outro lado, nem todo choque em *Lipca* implica oscilações contemporâneas em *LipcaN*.

Ao dar prosseguimento à especificação *benchmark*, o segundo bloco será representado por indicadores que são norteados exclusivamente pelos desenvolvimentos do mercado externo. As *commodities* – *LPcomN* - serão agrupadas como uma variável exógena, não determinada pelo modelo e ordenada após o bloco de variáveis reais da economia. Escolhe-se essa identificação por dois motivos: o primeiro é que a economia brasileira é uma pequena economia, de forma que políticas internas praticamente não afetarão o preço das *commodities* no mercado internacional, pelo menos nos ciclos econômicos de curto prazo.

O outro motivo se justifica pela rigidez inerente ao processo produtivo de uma economia (LEEPER, SIMS e ZHA, 1996). É razoável assumir que, para o presente trabalho, inovações no preço das *commodities* em  $t$  impactarão o PIB de um país exportador líquido desses produtos através de maiores investimentos, empregos e salários, que, por sua vez, dependem do período de maturação de alguns projetos que somente serão sentidos após algum tempo.

Além disso, na literatura a inclusão do preço das *commodities* é de extrema importância quando se analisa os impactos da política monetária. Isso ocorre pois, em alguns casos, é usual encontrar o que se chama de *price puzzle*. O *price puzzle* é definido como uma piora do quadro inflacionário logo após um

---

<sup>22</sup> Isto, todavia, não quer dizer que não exista alterações no curto prazo para o produto e a inflação. Conforme atestam Leeper, Sims e Zha (1996), em determinadas situações tais como quebras de safra, novas invenções, é esperado que haja influência no curto prazo para o PIB e os preços.

choque de política monetária contracionista. Sims (1992) salienta que essa inconsistência se baseia na má especificação do conjunto de informação do Banco Central, que não replica as verdadeiras variáveis que a instituição observa na definição da política monetária, ou seja, a autoridade monetária possui informações mais acuradas sobre as pressões inflacionárias do que as variáveis incluídas no conjunto informacional do modelo estimado. Portanto, de acordo com o autor, quando se contrai a política monetária, já há na economia um processo inflacionário eminente não captado pela estimação, o que faz o nível de preços se elevar mesmo após a atuação do Banco Central.

Uma das maneiras de resolver o *price puzzle* é inserir no conjunto informacional do Banco Central variáveis que contenham alguma informação acerca da inflação futura. Como as *commodities* possuem essa característica, ela é usualmente utilizada para corrigir essa inconsistência.

Ao dar prosseguimento à especificação do modelo, o bloco financeiro neste trabalho será especificado por *Lembi* e *Lex*. Este setor é caracterizado por variáveis que respondem rapidamente ao novo conjunto de informação da economia (LEEPER, SIMS e ZHA, 1996). Na realidade, tanto *Lembi* quanto *Lex* são determinados diariamente no mercado financeiro e incorporam informações acerca da economia. Elas possuem, em seu conjunto de informação, os dados referentes ao nível de preços, produto e a cotação das *commodities*. Nesta identificação, ordena-se *Lembi* antes de *Lex* pelos efeitos contemporâneos que o prêmio de risco por meio da PNCJ ajustada ao risco pode vir a ocasionar no fluxo de capital para o país.

Existe, porém, um detalhe neste modelo recursivo, que deve ser examinado com cautela: ordena-se o prêmio de risco após as variáveis do bloco real e da cotação das *commodities* pois considera-se que o indicador é sensível ao comportamento contemporâneo de fatores domésticos e externos. Por se tratar de uma variável financeira, com cotação diária no mercado internacional, é plausível assumir que qualquer alteração nos indicadores reais da economia em  $t$  irá impactar no mesmo instante o prêmio de risco. Argumenta-se também que o prêmio de risco é uma variável *forward looking*, de modo que, caso se perceba

uma deterioração na situação fiscal do país provavelmente o EMBI+br se elevará.

Contudo, a justificativa para inserir o risco país de maneira endógena no modelo é complicada. Na realidade, existem fatores externos e internos à economia brasileira que são preponderantes para a formação do risco país. Nota-se que as principais variáveis no contexto interno que influenciam o comportamento do EMBI+br se referem a dados fiscais (BELLA *et al*, 2010, LOREIRO e BARBOSA, 2004). Como não foram incluídos na estimação séries referentes à solidez fiscal do governo, é razoável alegar que o EMBI+br se comporte de maneira exógena em relação aos dados internos da economia brasileira presentes nesta especificação.

De toda maneira, também, pode-se afirmar que o comportamento do produto, assim como da inflação, se relacionam aos fundamentos econômicos do país. Os indicadores de solvência externa e de solidez da economia podem ser aproximados pela dinâmica do produto e da inflação. Assim, será averiguado, em um segundo modelo, o EMBI+br inserido de maneira totalmente endógena, determinado por todas aquelas variáveis do bloco real.

Por fim, assume-se que o conjunto de informação do Banco Central é composto por todas as variáveis inclusas no modelo. Isso quer dizer que ao se estimar o VAR, ordena-se o bloco de política monetária após todas as outras variáveis, englobando contemporaneamente em sí, toda a informação disposta no sistema. Desse modo, quando o Comitê de política monetária (COPOM) se reúne para definir a taxa básica de juros da economia – *Selic* – admite-se que o Banco Central tenha dados contemporâneos que atestem o nível de atividade econômica, nível de preços, cotação das *commodities*, taxa de câmbio e prêmio de risco. Mesmo que exista alguma defasagem na liberação desses dados, é razoável que o Banco Central possua índices preliminares sobre o comportamento dos preços e do produto. Essa suposição de recursividade da política monetária frente às demais variáveis do VAR é recorrente na literatura<sup>23</sup>. Como a dissertação trabalha com dados trimestrais, é razoável considerar que

---

<sup>23</sup> No caso americano, Bernanke e Mihov (1995) e Bernanke e Gertler (1995) entre inúmeros outros lançam mão da recursividade da política monetária. Para o caso brasileiro, Luporini (2008) também a utiliza.

o BCB ao definir a *Selic* enxergue de modo contemporâneo as diversas informações acerca não somente ao ambiente econômico interno, mas também do *front* externo.

De maneira resumida, a ordenação das variáveis relatadas, com os respectivos setores da economia, pode ser visualizada na matriz *A* (*quadro 1*) do VAR estimado, que mostra as relações de contemporaneidade entre as variáveis.

**QUADRO 1: Modelo benchmark**

Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*				
E	LPcomN				*			
IF	Lembi				*	*		
IF	Lex	*	*	*	*	*	*	
POMO	Selic	*	*	*	*	*	*	*

Nota: *R* representa o bloco de variáveis pertencente ao setor real, *E* ao setor externo da economia, *IF* ao setor financeiro e *POMO* sinaliza o bloco de política monetária. Os asteriscos representam as células em que se estimam os coeficientes de acordo com a relação de contemporaneidade entre as variáveis e os espaços em branco, são os coeficientes igualados a 0 em t.

Em relação aos estudos que utilizam VAR para averiguar o repasse de preço das *commodities*, o IMF (2008a) e o BCB (2011), apesar de empregarem 5 variáveis em seus modelos, não mencionam a estratégia de identificação utilizada, ficando, então, complicado diferenciar a presente estratégia de identificação com a destes estudos. Por outro lado, Jalil e Zea (2011) especificam quais variáveis empregam e como as ordenam. Em relação a esta dissertação, verifica-se um ponto divergente na identificação do VAR realizado por Jalil e Zea (2011). Este ponto diz respeito ao número de variáveis utilizadas, pois os autores não incluem o prêmio de risco em suas estimações. Conforme observado, inserir o prêmio de risco na análise é importante pois este indicador pode influenciar o comportamento da taxa de câmbio, por meio da PNCJ. Como a taxa de câmbio é um dos principais canais do repasse inflacionário, não é aconselhável suprimir uma variável que é relevante para a determinar a taxa de câmbio.

#### 4.2.1 – Modelos empregados

De acordo com a estratégia de identificação proposta, serão utilizados 2 modelos para responder aos objetivos do presente trabalho. A especificação de cada um deles pode ser visualizada na Tabela 1

**TABELA 1 – Modelos**

Variáveis	Modelos	
	I	II
Variável determinística	Intercepto	Intercepto
Variáveis endógenas	Lpib; Lipca; LipcaN; Lex; Selic	Lpib; Lipca; LipcaN; Lex; Selic; Lembi
Variáveis Exógenas	LPcomN; Lembi	LPcomN

O modelo I é a própria especificação *benchmark*. O modelo II usa o prêmio de risco da economia como variável totalmente endógena.

#### 4.2.2 Critérios de informação<sup>24</sup>

Após a escolha das variáveis a serem utilizadas, da metodologia e do modelos empregados, é pertinente averiguar a defasagem ótima do VAR. Como a amostra se baseia em 54 observações trimestrais e os modelos são extensos, optou-se por verificar a defasagem ótima permitindo no máximo 4 defasagens. Os critérios de informação selecionaram as seguintes defasagens ótimas para os modelos VAR escolhidos:

**TABELA 2 – Critérios de informação**

Modelos	AIC	HQ	SC
I	4	1	1
II	4	1	1

Nota: As abreviaturas dos critérios de informação correspondem a: Akaike Info Criterion (AIC), Hannan-Quinn Criterion (HQ) e Schwarz Criterion (SC)

<sup>24</sup> O VAR foi estimado com o software JMulti versão 4.24.

Conforme observado na Tabela 2, existem defasagens ótimas bastante distintas para o mesmo modelo. Na realidade, é importante lembrar que em um VAR( $p$ ) existem  $n + n^2p$  variáveis a serem estimadas. Logo, para cada defasagem adicionada, faz-se necessário acrescentar  $n^2$  coeficientes ao modelo. Percebe-se, portanto, que há um elevado consumo de graus de liberdade para cada defasagem acrescentada<sup>25</sup>. Por outro lado, subespecificar o VAR também pode ocasionar maiores problemas. É a partir desse ponto que entra a análise dos critérios de informação já que procuram encontrar uma defasagem que não seja sobreparametrizada e ao mesmo tempo gere um filtro que produza resíduos brancos (LÜTKEPOHL, 2005). Para todos os modelos selecionados foi escolhida a defasagem  $p = 1$ , seguindo o critério de Schwartz (SC)<sup>26</sup>. Contudo, como há alguma autocorrelação nos resíduos para essa defasagem, também foram testados os modelos com duas defasagens<sup>27</sup>.

Não obstante, aqui cabe uma ressalva, pois existem propriedades estatísticas diversas entre os critérios de informação. De acordo com Lütkepohl (2005), se a consistência for o objetivo para a escolha do critério a ser utilizado, SC e HQ são superiores às suas contrapartes AIC e FPE. Por outro lado, em pequenas amostras AIC e FPE possuem melhores propriedades (escolhe-se mais a ordem correta). Segundo o autor, estes critérios foram construídos para minimizar a variância do erro de previsão e, portanto, modelos baseados no AIC e FPE entregam previsões melhores do que HQ e SC, mesmo que as ordens dos modelos não sejam estimadas corretamente. Contudo, não é interesse desse artigo analisar o poder preditivo dos modelos.

De todo modo, Lütkepohl (2005) afirma que mesmo que os resíduos do VAR estimado não se comportem como ruído branco em determinadas defasagens, a escolha sobre qual critério utilizar deve-se ater às preferências do pesquisador; ou seja, em qual critério dar-se-á prioridade. Portanto, como os modelos estimados do presente trabalho são extensos e o período da amostra é reduzido,

---

<sup>25</sup> Lütkepohl (2005) atesta que escolher uma defasagem desnecessariamente alta reduz a precisão dos parâmetros do VAR estimado. Esse fato acaba por reverberar no comportamento das FRIs que dependem, por sua vez, da própria exatidão dos coeficientes estimados.

<sup>26</sup> Cespedes, Lima e Maka (2008), na estimação de uma sub-amostra que contém poucas observações, também lançam mão do critério de Schwartz para escolher a defasagem ótima sendo 1.

<sup>27</sup> As FRIs do modelo com defasagem 2 são reportadas no APÊNDICE G.

escolhe-se o critério de informação que entrega especificações mais parcimoniosas e com menos parâmetros que é o SC e o HQ.



## 5 FUNÇÕES RESPOSTA AO IMPULSO<sup>28</sup>

Como estratégia de identificação, este trabalho parte de um modelo *benchmark* para, após os resultados auferidos, realizar restrições respaldadas na teoria econômica. Serão reportadas as FRIs seguindo a estratégia de identificação aludida, com a análise focalizada em inovações no prêmio de risco, *commodities* não energéticas e política monetária. Esses choques foram escolhidos por serem aqueles por qual a economia brasileira enfrentou durante a década de 2000.

Os respectivos testes estatísticos dos modelos estão reportados no APÊNDICE E. Os gráficos dos resíduos e os testes de raiz unitária dos mesmos são dispostos no APÊNDICE I. Já os testes de sobreidentificação dos modelos são reportados no APÊNDICE J.

### 5.1 Modelo recursivo – especificação *benchmark*

A primeira FRI a ser reportada é a do modelo *benchmark*. As identificações são realizadas diretamente na matriz *A* do VAR estimado de acordo com o Quadro 1, a seguir:

**QUADRO 1: Modelo *benchmark***

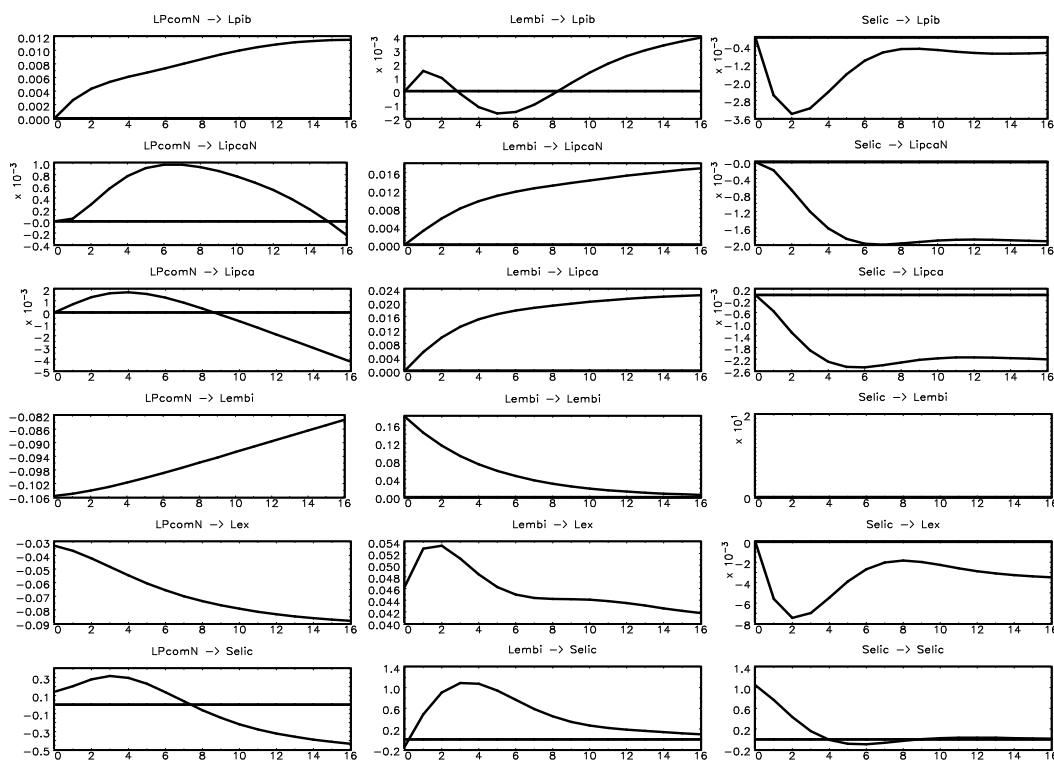
Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*				
E	LPcomN				*			
IF	Lembi				*	*		
IF	Lex	*	*	*	*	*	*	
POMO	Selic	*	*	*	*	*	*	*

A FRI deste VAR, com a estratégia de identificação recursiva, é mostrada na Figura 1<sup>29</sup>:

<sup>28</sup> Como o tamanho da amostra é reduzido, optou-se por reportar, nesta seção, as FRIs sem os intervalos de confiança. Contudo as FRIs com os intervalos de confiança podem ser visualizadas no apêndice E.

<sup>29</sup> As colunas reportadas pelas FRIs se referem a respostas de todas as variáveis incluídas no modelo aos respectivos choques: preço das *commodities* não energéticas, prêmio de risco, política monetária.

**FIGURA 1 Especificação benchmark**



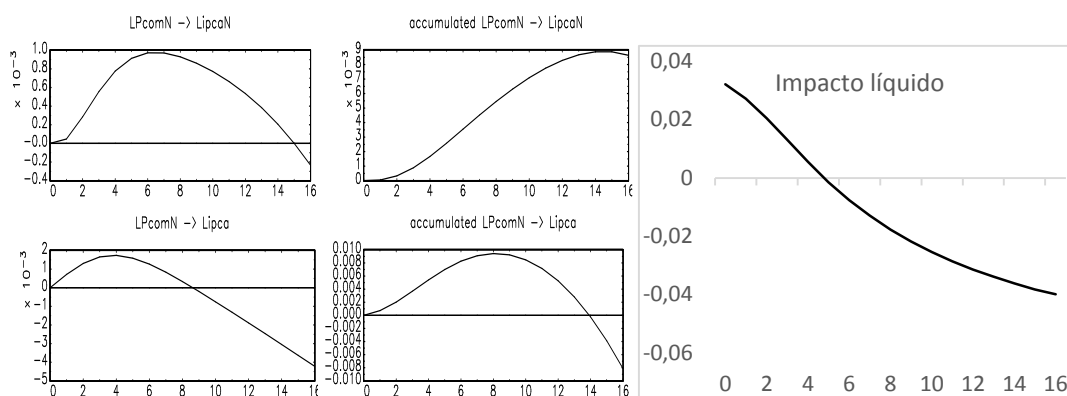
- **Choque nas *commodities***

Uma inovação de 1 D.P. - 6,50% - na cotação das *commodities* não energéticas impacta no mesmo instante o prêmio de risco da economia. Como o Brasil é um grande exportador de *commodities* não energéticas, uma elevação – em dólares – no preço desse produtos, implica uma melhora nos indicadores de solvência externa, o que reverbera no prêmio de risco. Por esta variável ser *forward looking*, determinada diariamente nos mercados financeiros, os agentes também antecipam a possível melhora nos indicadores, reduzindo o *spread* soberano da dívida brasileira.

A taxa de câmbio se aprecia contemporaneamente em decorrência do choque na cotação das *commodities*. Essa apreciação pode ser creditada à redução do prêmio de risco e a uma melhora - esperada - na receita com as exportações. Esse fato auxilia a conter o processo inflacionário, já que a elevação nos preços em dólares das *commodities* é amenizada pela apreciação cambial; um resultado consistente com IMF(2008a) e De Gregorio (2012).

Para melhor compreender o papel da taxa de câmbio neste repasse inflacionário, a figura 1.1 mostra a diferença entre as respostas de *LPcomN* e *Lex*, cujo efeito líquido mostra a resposta, em real, do choque no preço de commodities.

**FIGURA 1.1 Impacto líquido – especificação recursiva**



NOTA: Elaboração própria a partir da FRI da Figura 1. Na primeira coluna (da esquerda para a direita) mostramos novamente como a taxa de inflação plena e o seu núcleo respondem ao choque de *LPcomN*. A segunda coluna ilustra o impacto acumulado nos indicadores da inflação da inovação nas *commodities* não energéticas. A última coluna sinaliza o impacto líquido, isto é, a diferença entre as respostas nos preços das *commodities* não energéticas – em dólares – e a taxa de câmbio frente ao choque em *LPcomN*.

De acordo com a Figura 1.1, o nível do IPCA é contaminado paulatinamente em decorrência do choque no preço das *commodities*. Verifica-se um impacto maior nos trimestres imediatamente posteriores à inovação em *LPcomN*. O efeito acumulado no IPCA chega ao ápice de 0,94% no 8º trimestre após o choque de 6,5% de *LPcomN*.

Um dos fatores que explicam essa magnitude do repasse inflacionário é a participação das *commodities* não energéticas no IPCA. Os setores que possuem relação direta com o comportamento de preço das *commodities* não energéticas, como alimentação e bebidas, bens duráveis e materiais de construção, correspondem aproximadamente a 35% do peso relativo do IPCA, durante todo o período analisado<sup>30</sup>. Logo, é pertinente que a resposta do nível de preços frente a uma elevação de 6,50% na cotação das *commodities* não energéticas seja expressiva a ponto de impactar em até 0,94% o nível do IPCA pleno. Outro fator igualmente relevante se refere aos impactos no índice de

<sup>30</sup> Os pesos relativos dos produtos que compõem o IPCA são baseados na pesquisa de orçamento familiar (POF). Os pesos são atualizados mensalmente no indicador, conforme a participação relativa das despesas no orçamento das famílias indicado inicialmente pela POF. O APÊNDICE H ilustra a média anual dos pesos relativos das categorias pertencentes ao IPCA entre os anos de 1999 e 2012.

preços ao produtor, já que o aumento de preço das *commodities* pressiona os custos de produção da economia brasileira que podem ser repassados ao IPCA.

A taxa de câmbio também ocupa papel importante neste repasse inflacionário. De acordo com a Figura 1.1, o impacto no nível de preço doméstico, oriundo da valorização de *LPcomN*, é amenizado pela apreciação cambial. De fato, do choque – em dólares - de 6,5% no índice das *commodities*, apenas 3,2% - isto é; uma inflação de 6,5%, em dólares, nos preços das *commodities* é contrabalanceado pela valorização da taxa de câmbio, culminando em uma inflação, em real, de 3,2% de *LPcomN*. É relevante notar que a partir do 5º trimestre, o impacto líquido passa a ser negativo, demonstrando que a apreciação cambial mais que contrabalanceia a valorização – em dólares – das *commodities*. Esse efeito líquido “negativo” influencia o repasse inflacionário pois o impacto acumulado no IPCA passa a crescer em ritmo mais moderado exatamente após o 5º trimestre<sup>31</sup>. A primeira coluna da Figura 1.1 que ilustra a FRI – não acumulada - do IPCA frente ao choque de *LPcomN* auxilia a enxergar este processo, pois no 5º trimestre atinge-se o efeito máximo – 0,17% - na inflação plena.

No que se refere ao núcleo da inflação, a Figura 1.1 mostra que o indicador é impactado positivamente pelas *commodities*. Neste caso, ressalta-se que, no momento que a inflação plena se eleva, o núcleo se mantém praticamente estabilizado, o que demonstra que aqueles bens menos voláteis da economia não são influenciados, de início, pelo choque no preço das *commodities*. Porém, a partir do 2º trimestre, quando o IPCA responde mais acentuadamente, o núcleo da inflação passa a ser impactado. Isso demonstra que há uma propagação inflacionária do choque na cotação das *commodities* não energéticas – os efeitos de 2ª ordem.

O repasse inflacionário do IPCA pleno para o núcleo é quase completo, no sentido de que o núcleo do IPCA possui um efeito acumulado máximo – 0,89% - similar ao observado para a inflação plena – 0,94%. Todavia, o intervalo temporal desses impactos acumulados são bastantes distintos. Enquanto o

---

<sup>31</sup> De maneira pormenorizada, a resposta acumulada do IPCA é de 0,37%, 0,54%, 0,71% e 0,83% para o 3º, 4º, 5º e 6º trimestres respectivamente.

impacto acumulado máximo no IPCA se situa no 8º trimestre, o núcleo atinge o ponto de inflexão apenas no 14º período, mais de um ano após a inflação plena, em um momento que o efeito acumulado no nível do IPCA já foi totalmente revertido. É interessante ressaltar que apesar da taxa de câmbio ser um canal importante para o repasse inflacionário no IPCA pleno, ela não aparenta ser relevante para a resposta do núcleo do IPCA, pois mesmo quando há efeito líquido negativo, a partir do 5º trimestre, o núcleo de preços continua a ser pressionado, evidenciando que existem outros fatores por trás da propagação inflacionária.

Um dos possíveis fatores se refere ao comportamento do nível de atividade econômica. De fato, o PIB responde positivamente e de maneira gradual à elevação dos preços das *commodities*. A Figura 1.2 mostra que a influência é expressiva e persistente pois um choque de 6,50% das *commodities* não energéticas possui um efeito acumulado em torno de 13,56% no nível do produto após decorridos 4 anos. Essa resposta positiva da atividade econômica pode ser justificada por meio da relevância que o setor de *commodities* não energéticas possui na economia brasileira e também pela participação destes produtos na balança comercial. Conforme ressaltado por De Gregorio (2012) e Camacho e Perez-Quiros (2013), se o país for um exportador líquido desses bens, como o Brasil, uma elevação de preço das *commodities* representa um choque positivo nos termos de troca, com os consequentes incrementos na demanda agregada e na renda da população.

Uma das explicações para este incremento gradual na atividade econômica é que leva tempo para as empresas ligadas ao setor de *commodities* ampliarem a oferta através da inauguração de novas plantas<sup>32</sup>. Portanto, é razoável que no 1º ano após o choque, as empresas reajam por meio da diminuição da capacidade ociosa, abertura de turnos extras, nível de emprego, o que acirra a concorrência no mercado de trabalho e inflaciona os salários do setor. Como o aumento salarial pressiona os custos das empresas, elas repassam, através do tempo, este custo adicional para o restante da economia, impactando os setores que utilizam as *commodities* indiretamente - como insumos. Esses setores, por

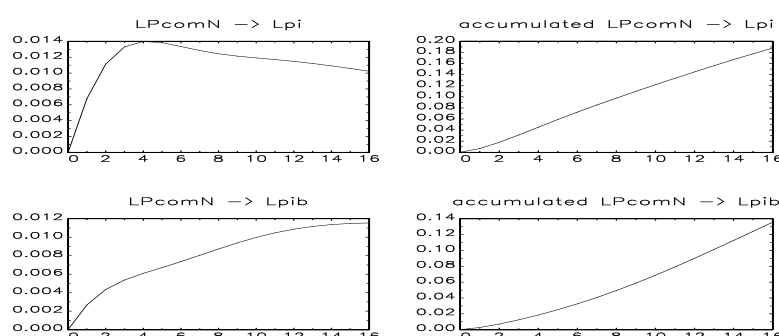
---

<sup>32</sup> O impacto acumulado no PIB é de 1,85% no 1º ano, 3,09% no 2º ano e 4,07% no ano posterior.

sua vez, repassam para os seus produtos o custo adicional do insumo (*commodity*), o que acaba por afetar o núcleo da inflação. O papel da atividade econômica na propagação inflacionária é mais claro quando se compara os períodos no qual o IPCA pleno começa a decrescer e o núcleo a ser pressionado, pois é a partir do 5º trimestre, quando o PIB responde de maneira mais incisiva a elevação de preço das *commodities*, que o núcleo do IPCA passa a ser mais impactado<sup>33</sup>.

Se, de fato, a elevação da atividade econômica ocorrer através do incremento da atividade industrial dos setores ligados ao segmento das *commodities*, é razoável esperar que a produção industrial reaja de maneira mais incisiva que o PIB. A Figura 1.2, ilustra como a produção industrial é afetada pelo choque de mesma magnitude em *LPcomN*.

**FIGURA 1.2 Resposta da produção industrial e do PIB ao choque em *LPcomN***



NOTA: Elaboração própria a partir da FRI da Figura 1. A FRI de *Lpi* foi estimada com o VAR recursivo - com as mesmas restrições mostradas no quadro 1 - porém com o *Lpi* ao invés de *Lpib*. Na primeira coluna (da esquerda para a direita) mostramos como o nível da produção industrial e do PIB respondem ao choque de *LPcomN*. A segunda coluna ilustra o impacto acumulado nos indicadores da produção industrial e do PIB.

Ao comparar a resposta da produção industrial disposta na Figura 1.2 em relação ao comportamento do PIB, nota-se que, *Lpi* reagiu de maneira mais positiva do que o produto da economia em decorrência do choque em *LPcomN*. Isso corrobora a explicação de que o incremento na atividade econômica se dê, pelo menos em parte, através da expansão dos setores ligados ao mercado de *commodities*.

<sup>33</sup> O impacto acumulado no núcleo do IPCA é 0,09%, 0,17%, 0,26%, 0,36% para o 3º, 4º, 5º e 6º trimestres respectivamente.

Um último fator a ser analisado, dentre os canais do repasse inflacionário se refere a atuação da autoridade monetária neste processo. Em relação ao bloco de política monetária, o Banco Central, de acordo com a Figura 1, eleva contemporaneamente a *Selic* em 0,14p.p.. Essa contração da política monetária ocorre em um ambiente no qual o nível de preços pleno ainda não foi afetado pelo mercado de *commodities*, o que pode indicar a reação do banco central a inflação por ele esperada frente ao choque. Consistente com metas inflacionárias em relação ao IPCA cheio, a *Selic* apenas para de subir quando o IPCA começa a cair, o que ocorre no 5º trimestre.

Nos estudos que averiguam o repasse do preço das *commodities*, encontra-se que a taxa de inflação plena geralmente é impactada em espaço curto de tempo. O IMF (2008a), por exemplo, estima que o efeito acumulado de um choque de 30 p.p. nas *commodities* alimentícias chega a impactar em 2,1 p.p. a taxa de inflação, em um período de 12 meses. Já o núcleo de preços é impactado, de maneira acumulada, em 1,2 p.p para os mesmos 12 meses. Jalil e Zea (2011), por outro lado, encontram para a inovação de 1 D.P. do índice de alimentos da FAO (*Food and Agriculture Organization*) que o nível da inflação plena no Brasil é afetado – de maneira não acumulada - em 6% já no primeiro trimestre após o choque e somente após o 4º trimestre ela retorna ao seu nível inicial. Silva (2011) também relata que a inflação brasileira é afetada – de maneira não acumulada - em torno de 4% no 5º mês depois do choque. O BCB (2011) também corrobora estes resultados, demonstrando que, para o IC-br, o IPCA é impactado de maneira rápida, nos primeiros trimestres. Todavia, o BCB(2011) não ilustra, através da FRI, a magnitude do repasse.

Em relação aos impactos no produto, Camacho e Perez-Quiros (2013) afirmam que um choque de 1 D.P. (5%) na cotação das *commodities* afeta positivamente em 1 p.p. o PIB brasileiro após 4 trimestres. Um resultado mais elevado que o encontrado nesta dissertação. Porém, os autores utilizam um índice de *commodities* composto somente pelos principais produtos da pauta comercial do país, o que necessariamente pode induzir respostas mais incisivas do produto. Outra diferença em relação aos resultados desta dissertação se refere a dinâmica da resposta do produto pois no artigo de Camacho e Perez-Quiros (2013) o PIB atinge um efeito – não acumulado – máximo no 4º trimestre, indo

de encontro a resposta da atividade econômica observada na FRI da Figura 2.1. Silva (2011) também encontra que o PIB brasileiro responde rapidamente - de maneira positiva - ao choque na cotação das *commodities*, atingindo um ápice na resposta no 5º mês.

O IMF(2012) descreve que o PIB dos exportadores líquidos de *commodities* é afetado positivamente pelos aumentos na cotação destes produtos. Por outro lado, a magnitude da resposta da atividade econômica é similar à encontrada nesta dissertação, sendo mais incisiva a partir do 2º ano após o choque das *commodities*. Porém, a publicação não relata a magnitude do choque para o caso brasileiro, o que dificulta realizar demais comparações.

No que se refere a taxa de câmbio, Kohlscheen (2013) afirma que a valorização das *commodities* foi preponderante para explicar a apreciação cambial observada no Brasil entre os anos de 2005 e 2011, encontrando, inclusive, uma relação de longo prazo para esses indicadores. Cashin, *et al* (2004), explicam essa relação pois a valorização das *commodities* tende a pressionar os salários que, por sua vez, impactam os preços dos bens não comercializáveis e consequentemente a inflação, apreciando a taxa de câmbio real. Por outro lado, Silva (2011) relata que a moeda brasileira se desvaloriza frente ao aumento de preço das *commodities*, porém o autor não justifica a possível causa deste resultado. De certa forma, esta desvalorização cambial é um resultado de difícil compreensão já que o Brasil é um grande exportador líquido de *commodities*.

Para averiguar a adequação do modelo estimado, a seguir analisa-se as respostas das variáveis frente ao choque de política monetária e prêmio de risco. Como essas análises tem como objetivo de apenas averiguar a adequação do modelo estimado, não haverá perda se o leitor for direto para o subitem 5.2.

- **Choque na política monetária**

De acordo com a Figura 1, o choque de 1 desvio padrão (D.P.) no bloco da política monetária representa uma elevação em 1,04 p.p. na *Selic*. O produto retrai já no primeiro trimestre após este choque, culminando em uma retração de 0,34% no período posterior. O arrefecimento do produto é seguido de perto pela inflação plena, que até o 6º trimestre apresenta um comportamento declinante. Por meio da FRI, observa-se que o núcleo de inflação apresenta um



comportamento similar frente ao IPCA pleno, o que já era esperado já que ele é um sub-índice do nível geral de preços. Verifica-se também que o núcleo do IPCA, de início, possui respostas mais brandas em relação a sua contraparte plena, o que está de acordo com a própria construção do índice pois, por definição, ele é composto por bens que possuem preços menos voláteis.

A valorização observada no câmbio pode ser atribuída à equação de paridade descoberta de juros (PNCJ) ajustada ao risco que induz um maior fluxo de capital para o país, impactando o mercado de divisas. É interessante ressaltar também que a apreciação cambial observada pode ter contribuído para o arrefecimento dos preços – um *pass-through* cambial negativo.

É importante observar que o comportamento do produto, do nível de preços e da taxa de câmbio são consistentes com aquilo que prediz a teoria econômica. Para o caso americano, Sims (1992), Christiano, Eichenbaum e Evans (1999), dentre outros, encontram exatamente estes resultados para o choque de política monetária. Já para o Brasil, Minella (2001), Luporini (2008), Cespedes, Lima e Maka (2008) também encontram que o nível de atividade econômica é impactado negativamente após a elevação na *Selic*; com efeito significativo variando entre o segundo e o sétimo mês e o produto retornando ao seu nível de equilíbrio em um ano. Porém, a resposta da atividade econômica, neste caso, é mais rápida do que o relatado para as economias maduras pois, conforme atestam Sims (1992) e Christiano, Eichenbaum e Evans (1999), o produto destes países atinge o mínimo geralmente entre 6 meses e um ano e meio depois do choque da política monetária. Minella (2001), por sua vez, justifica esta diferença da resposta do nível de atividade econômica, por meio da predominância de créditos de curto prazo na economia brasileira.

De todo modo, o BCB não consubstancia essa agilidade da política monetária em afetar o produto como o relatado por Minella (2001), Luporini (2008), Cespedes, Lima e Maka (2008). De acordo com Castro et al (2011), o choque na *Selic* afeta a atividade econômica brasileira contemporaneamente, contudo, atinge-se o efeito máximo somente entre o 2º e o 4º trimestre após o choque. É a partir deste ponto que se verifica a importância do resultado ilustrado na Figura 1, pois ela é parelha a própria estimação do BCB para a economia brasileira.

Um outro resultado deste trabalho, que encontra respaldo em outros estudos, é a resposta da inflação frente a inovação da política monetária. Enquanto Minella (2001) e Luporini (2001) possuem resultados inconclusivos ou *puzzles*, o presente trabalho adefere uma resposta do nível de preços semelhante ao observado por Castro et al (2011). É importante ressaltar também a consonância do comportamento da taxa de câmbio, sem encontrar o que é conhecido como *exchange rate puzzle*.

A explicação para a ocorrência deste *puzzle* se baseia no movimento esperado da taxa câmbio frente a contração da política monetária. De acordo com a PNCJ, espera-se que uma elevação da taxa de juros da economia, para dado prêmio de risco, atraia um maior volume de capital para a economia, o que induz a uma apreciação da taxa de cambio. Na literatura, em algumas ocasiões, conforme ressaltado por Kohlscheen (2011) e Gonçalves e Guimarães (2011) encontra-se um resultado inverso com a taxa de câmbio se desvalorizando na decorrência de um “aperto” da política monetária<sup>34</sup>.

- **Choque no prêmio de risco**

Um choque de 1 (D.P.) - equivalente a uma elevação de 17,9% - no prêmio de risco pode ser atribuído a uma piora das expectativas dos agentes frente ao ambiente econômico doméstico. Constata-se que essa expectativa parece se realizar em um período curto de tempo, já que o PIB decaiu entre o 2° e o 5° trimestre. No mesmo sentido, o quadro inflacionário do país se deteriora, ocasionando um incremento de 1,52% na inflação plena após um ano da ocorrência do choque. Em relação ao nível do núcleo da inflação, o impacto é mais brando, de 0,97%.

A taxa de câmbio é impactada contemporaneamente, desvalorizando-se 4,63%. Esse resultado vai ao encontro da teoria econômica, que indica a redução da atratividade dos ativos brasileiros e assim acarreta um menor fluxo de capital externo para o país. Esse movimento de desvalorização cambial pode contribuir,

---

<sup>34</sup> Em seu trabalho Kohlscheen (2011) revisa grande parte da literatura que encontrou resultados similares aos seus, apontando as possíveis causas atribuídas, nestes estudos, ao *puzzle* da taxa de câmbio. Um dos argumentos para a ocorrência do *puzzle*, e refutado por Kohlscheen (2011) é a ocorrência da dominância fiscal. Outra possível explicação se refere ao nível de atividade econômica do país emergente, que aparenta ser um dos fatores dominantes para prever os momentos de valorização e desvalorização da taxa de câmbio.

em alguma medida, para a piora do quadro inflacionário da economia – por meio do *pass-through*. Já a reação contemporânea do Banco Central é de difícil interpretação pois ela reduz a Selic em 0,13 p.p. De toda maneira, a partir do 1º trimestre, a autoridade monetária inicia um ciclo de aumento dos juros. Esse comportamento pode ser atribuído à reação do Banco Central frente a piora do quadro inflacionário da economia e também à redução do fluxo de capital para o país. Neste caso, a política monetária se mantém restritiva até que o incremento inflacionário comece a se arrefecer – no 4º trimestre.

## 5.2 Modelos não recursivos

Serão analisadas identificações não recursivas, sendo que restrições pouco consistentes com a teoria econômica são descartadas. Leeper, Sims e Zha (1996), por exemplo, ao identificarem o VAR estrutural baseando-se no conjunto de informações relevante para as decisões sobre as variáveis do sistema, procuram resultados que não sejam FRIs conflitantes com fatos estilizados amplamente aceitos. O *price puzzle*, por exemplo, é um resultado a ser evitado. Os autores salientam que não há nada de desonesto ou pouco científico em implementar tal estratégia de identificação, pois somente o seria caso não se reportasse identificações que gerassem resultados mais consistentes àqueles divulgados ou mesmo FRIs que induzissem alguma ambiguidade nas interpretações. Neste raciocínio, Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) afirmam que uma maneira de se prosseguir com esse procedimento é eliminar aquelas especificações que geram FRIs inconsistentes à teoria econômica subjacente. Isto, todavia, não quer dizer que se deva descartar todo o modelo empregado, mas apenas a identificação que gera tais inconsistências.

Sendo assim, após analisar o modelo recursivo inicia-se a estratégia de identificação não recursiva. Para isso, será realizado restrições paulatinas no VAR recursivo a fim de se obter algum ganho informacional na estimação realizada.

### 5.2.1 Bloco real não impacta contemporaneamente o câmbio

A primeira restrição a ser implementada parte do pressuposto de que o bloco real da economia não possui impactos contemporâneos sobre o câmbio. A

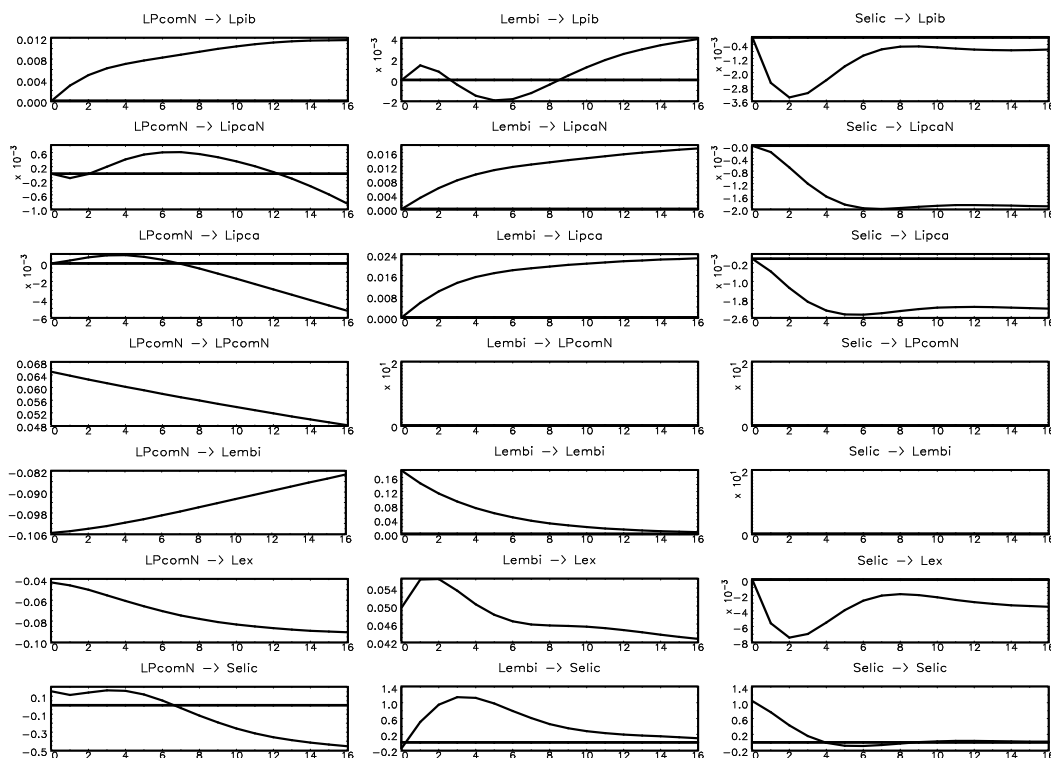
alegação para essa identificação se baseia na característica dos indicadores pertencentes ao bloco financeiro. Por se tratarem de variáveis *forward looking*, espera-se que elas já possuam em seu conjunto de informação a expectativa acerca do comportamento futuro da economia, de modo que alterações contemporâneas no produto e no nível de preços não reverberem em maiores impactos na dinâmica da taxa de câmbio. De acordo com a matriz *A* do VAR, esta identificação pode ser visualizada por meio do Quadro 2:

**QUADRO 2 – Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio.**

Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*				
E	LPcomN				*			
IF	Lembi				*	*		
IF	Lex				*	*	*	
POMO	Selic	*	*	*	*	*	*	*

Neste caso estima-se restringindo os impactos contemporâneos de *Lpib*, *LipcaN* e *Lipca* sobre *Lex*. A FRI é visualizada na Figura 2:

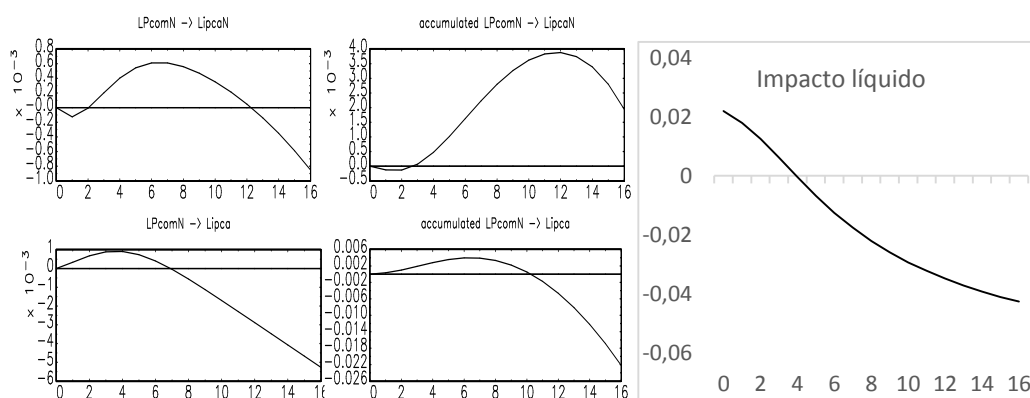
**FIGURA 2 Setor real não impacta contemporaneamente a taxa de câmbio**



- **Choque nas *commodities***

As respostas das variáveis aos choques no preço das *commodities* não energéticas se modificaram em relação ao modelo *benchmark*. Especificamente para os indicadores de inflação, há um resultado diferente. Para melhor analisar como o IPCA e o seu núcleo são afetados nesta especificação, convém calcular o efeito líquido do choque das *commodities*. A Figura 2.1 elucida este impacto.

**FIGURA 2.1 Impacto líquido – Setor real não impacta contemporaneamente a taxa de câmbio.**



Nota: Elaboração a partir da FRI da Figura 2. Na primeira coluna (da esquerda para a direita) mostramos novamente como a taxa de inflação plena e o seu núcleo respondem ao choque de *LPcomN*. A segunda coluna ilustra o impacto acumulado nos indicadores da inflação da inovação nas *commodities* não energéticas. A última coluna sinaliza o impacto líquido, isto é, a diferença entre as respostas nos preços das *commodities* não energéticas – em dólares – e a taxa de câmbio frente ao choque em *LPcomN*.

De acordo com a Figura 2.1, o choque de 1 D.P. em *LPcomN* impacta positivamente o nível do IPCA a partir do 1º trimestre. Contudo, a elevação dos preços nesta especificação é menor em relação ao modelo *benchmark*. Enquanto na especificação recursiva o impacto acumulado máximo no IPCA é de 0,94% no 8º trimestre, nesta identificação, o incremento é de 0,40%, no 6º trimestre. Uma das explicações para esse impacto reduzido se refere ao papel da taxa de câmbio. Ao realizar a restrição aludida – bloco real não impacta a taxa de câmbio contemporaneamente - a apreciação cambial é mais incisiva - como consequência da redução mais forte do prêmio de risco - o que necessariamente reverbera em impacto líquido reduzido – inflação, em real, menor.

Em relação ao núcleo da inflação, no 1º trimestre após o choque em *LPcomN*, o indicador apresenta ligeira queda, fato difícil de ser explicado. Por outro lado, a

partir deste trimestre, o *LipcaN* possui uma resposta de acordo com o esperado, com uma elevação paulatina e “atrasada” em relação a sua contraparte plena. Ressalta-se também que há um repasse relevante do IPCA pleno para o núcleo da inflação já que este indicador é impactado de maneira acumulada em 0,39% - um efeito acumulado também menos incisivo que a do modelo *benchmark* - no 12º trimestre.

Apesar dessas pequenas alterações em relação às dinâmicas obtidas através da identificação *benchmark*, ainda assim a resposta do PIB frente ao choque em *LPcomN* aparenta ser importante para explicar a propagação inflacionária. Como anteriormente, mesmo após um efeito líquido negativo (preço das commodities em real caem), parece que o contínuo incremento do *LipcaN* pode apenas ser explicado pela força da atividade econômica.

Em relação a resposta do Banco Central, observa-se que ela também é semelhante à especificação recursiva, com a reação da política monetária consoante ao esperado, pois os juros somente são reduzidos quando o quadro inflacionário da economia se arrefece.

- **Choque na política monetária**

Essa estratégia de identificação não alterou as respostas das variáveis frente a um choque de política monetária. Esse comportamento já era esperado uma vez que não foi restringida nenhuma variável do conjunto de informação do Banco Central. Cabe ressaltar também a robustez deste resultado, pois as respostas das variáveis frente a um aperto na política monetária se apresentaram consistentes com o esperado, assim como observado para a especificação do modelo *benchmark*.

- **Choque no prêmio de risco**

Da mesma maneira, não se constata diferença nas FRIs quando se observa a coluna referente a inovações em *Lembi*. Ressalta-se que, em relação ao choque de 1 D.P. – 17,9% - no risco país, o produto neste modelo não é afetado em magnitude diferente do que sua contraparte identificada de forma recursiva. No que se refere a resposta da política monetária frente às inovações do prêmio de

risco, também se observa um comportamento correlato à especificação *benchmark*.

### 5.2.2 Restrição no conjunto informacional do Banco Central

Na literatura existem contrapontos acerca da inclusão de variáveis reais no conjunto de informação do Banco Central, pois, quando o COPOM se reúne, possivelmente os índices de inflação e do PIB do atual trimestre ainda não estão disponíveis.

De fato, Leeper, Sims e Zha (1996) afirmam que para se processar as informações sobre o produto e os preços demanda-se algum tempo e, portanto, é razoável assumir que o Banco Central somente observe esses indicadores com atraso. Contudo, isso não representa maiores entorpecimentos para os formuladores de política, pois, de acordo com os autores, ao incluir contemporaneamente variáveis financeiras no conjunto de informação, já se tem indicativos acerca do ambiente econômico atual, de modo que não há nenhuma perda informacional mais forte ao se ater a este tipo de identificação.

É interessante verificar essa questão para o caso brasileiro. Ao analisar o desempenho de algumas variáveis financeiras da economia brasileira, percebe-se que existe bastante informação contida acerca das condições econômicas contemporâneas. O prêmio de risco soberano, por exemplo, é determinado pelo ambiente macroeconômico atual. Logo, ao incluir essa variável no conjunto informacional do Banco Central, já se obtém alguma indicação sobre o desempenho presente da economia brasileira.

Por outro lado, também se alega que, apesar de não haver informação imediata acerca do nível de preços e do produto, existem inúmeros outros índices que atestam de forma preliminar e acurada o comportamento atual dessas variáveis. Luporini (2008), inclusive, ao verificar o canal de transmissão da política monetária no Brasil, evoca a disponibilidade desses outros indicadores preliminares para justificar a sua estratégia de identificação. A autora assume que o Banco Central, por meio do produto industrial e da dívida pública, por exemplo, obtém uma medida acurada do atual nível de atividade econômica,

sendo, portanto, justificável a inclusão do PIB no conjunto de informação atual do Banco Central.

De todo modo, conforme atestam Bernanke e Mihov (1995), ao se trabalhar com variáveis trimestrais ou semestrais é difícil defender a não inclusão contemporânea de indicadores reais. Como este trabalho utiliza variáveis trimestrais, a crítica acerca da inclusão do IPCA – que é um indicador mensal - no conjunto de informação do Banco Central, é difícil de se aplicar. Já para o produto, é razoável assumir que a instituição consiga enxergar de forma bem próxima seu real comportamento, uma vez que existem inúmeros indicadores que auxiliam o Banco Central neste sentido.

Apesar desses argumentos, e para atestar a robustez dos resultados encontrados, verifica-se, a seguir, funções de resposta ao impulso resultantes de uma identificação em que o produto contemporâneo não faça parte do conjunto de informação do Banco Central, como mostra o quadro 3<sup>35</sup>.

**QUADRO 3 – Restrição no conjunto de informação do Banco Central**

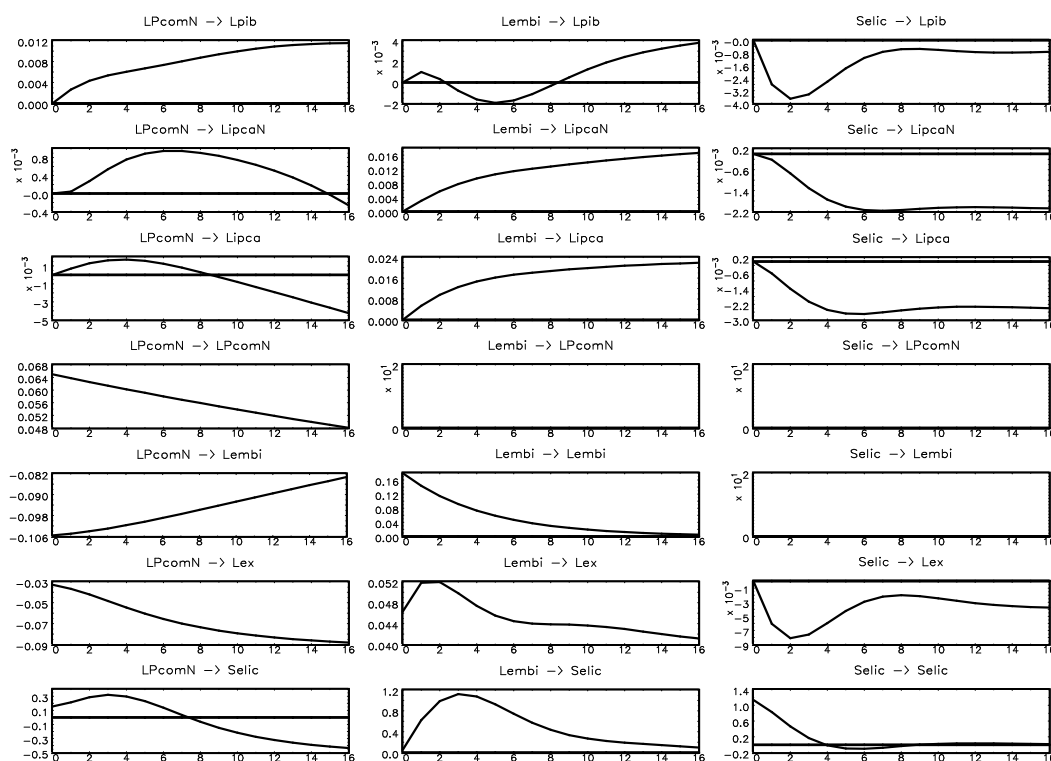
Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*				
E	LPcomN				*			
IF	Lembi				*	*		
IF	Lex	*	*	*	*	*	*	
POMO	Selic		*	*	*	*	*	*

A FRI desta especificação pode ser vista na Figura 3:

<sup>35</sup> Christiano, Eichenbaum e Evans (1999) atestam que na visão deles a suposição de que o Banco Central enxergue de forma contemporânea as variáveis macroeconômicas é tão plausível como a suposição contrária.



**FIGURA 3 Restrição no conjunto informacional do Banco Central**



Para choques no prêmio de risco da economia e na cotação das *commodities* se observa respostas similares à identificação recursiva de modo que as análises da resposta acumulada da inflação, do PIB e do impacto líquido do choque das *commodities* se mantêm iguais às da Figuras 1.1 e 1.2. Para inovações na política monetária, as respostas, do produto e da inflação, também são bastante similares, demonstrando que restringir contemporaneamente o PIB no conjunto informacional do Banco Central não alterou os resultados.

Como esta especificação não incorporou ganhos informacionais e, também, de acordo com o teste de sobreidentificação, salientado no APÊNDICE J, rejeita-se as restrições adicionadas, dar-se-á prosseguimento a estratégia de identificação, com a inclusão de todas as variáveis no conjunto informacional do Banco Central.

### 5.2.3. Impacto contemporâneo das commodities no IPCA pleno

Ao justificar a ordenação do VAR, admitiu-se que os impactos no bloco real da economia para determinado choque na cotação das *commodities* somente se iniciam após decorrido algum tempo. A explicação para este fato advém da própria fricção inerente a este setor, de modo que alterações de preços e de produto demandam tempo para se materializar.

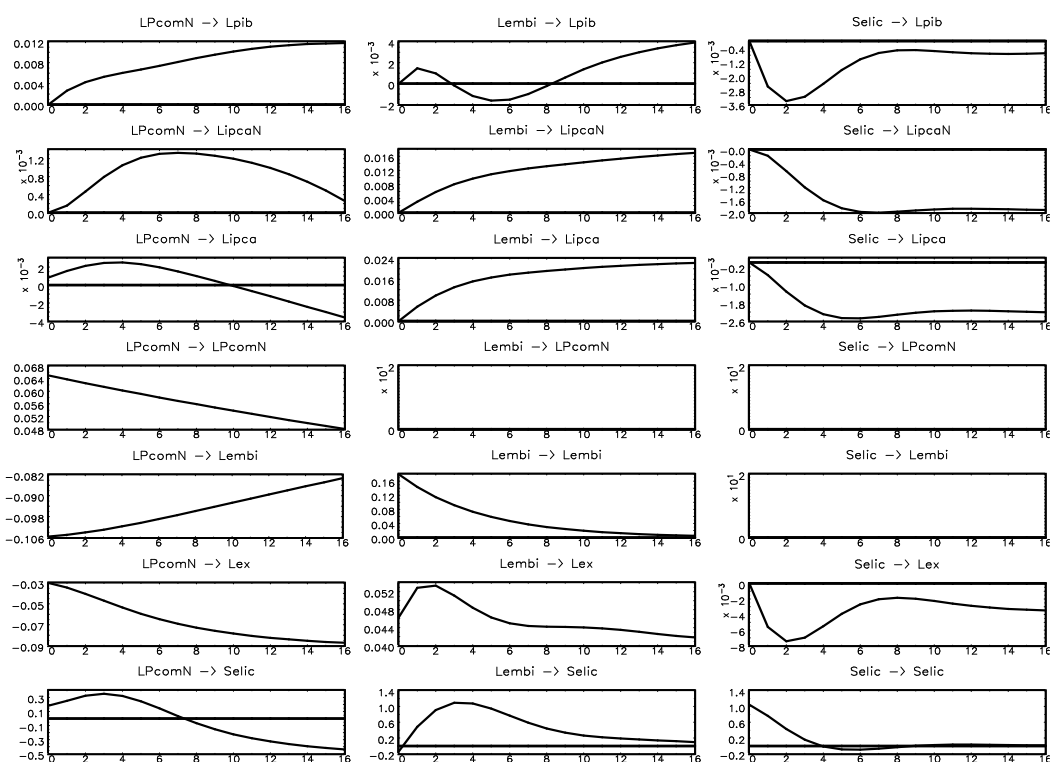
Contudo, ao se analisar o repasse inflacionário da elevação do preço das *commodities*, é razoável admitir que o IPCA seja impactado contemporaneamente. Como a estimação lida com variáveis trimestrais, a suposição de que este repasse ocorra no mesmo período não aparenta ser muito forte, dado que dependendo dos fatores que atuam na propagação deste processo, o *pass-through* pode vir a se concretizar. Desse modo, será aplicada a seguinte restrição na matriz *A* (quadro 4) do VAR estimado:

**QUADRO 4 - Impacto contemporâneo das commodities no IPCA pleno**

Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*	*			
E	LPcomN				*			
IF	Lembi				*	*		
IF	Lex	*	*	*	*	*	*	
POMO	Selic	*	*	*	*	*	*	*

A FRI desta estimação está disposta na Figura 4

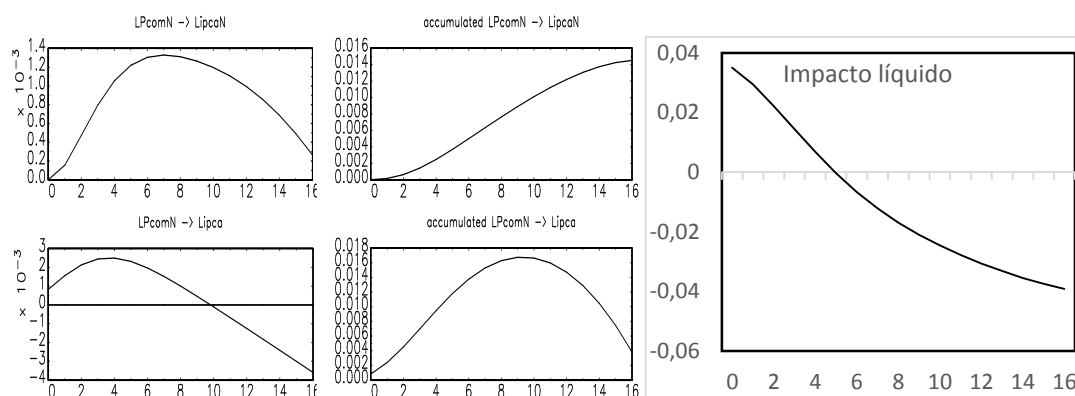
**FIGURA 4 Impacto contemporâneo das *commodities* no IPCA pleno**



Como pode ser observado pela FRI, há algumas alterações em relação a identificação recursiva. O IPCA pleno, por exemplo, passa a responder de maneira contemporânea a inovação no preço das *commodities*. Isto está em conformidade com a própria estimação que induziu este comportamento. Nesta identificação, o *LipcaN* também mantém uma resposta mais elevada. É interessante ressaltar que este processo ocorre em um ambiente que a política monetária é mais incisiva frente a elevação dos preços. Se na especificação *benchmark* o Banco Central elevou os juros contemporaneamente em 0,14p.p., nesta, a autoridade monetária aumentou em 0.18p.p.

O restante da identificação exibe comportamento similar, inclusive no que se refere à taxa de câmbio, o que corrobora a robustez da estimação. Para melhor visualização da resposta da inflação ao choque no preço das *commodities* não energéticas, novamente exibe-se o efeito líquido na Figura 4.1.

**FIGURA 4.1 Impacto líquido - IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em *LPcomN***



Nota: Elaboração a partir da FRI da Figura 4. Na primeira coluna (da esquerda para a direita) mostramos novamente como a taxa de inflação plena e o seu núcleo respondem ao choque de *LPcomN*. A segunda coluna ilustra o impacto acumulado nos indicadores da inflação da inovação nas *commodities* não energéticas. A última coluna sinaliza o impacto líquido, isto é, a diferença entre as respostas nos preços das *commodities* não energéticas – em dólares – e a taxa de câmbio frente ao choque em *LPcomN*

De acordo com a Figura 4.1, nota-se que a taxa de inflação plena é impactada contemporaneamente pelo choque em *LPcomN* e também exibe uma resposta mais elevada. Enquanto no modelo *benchmark* há um efeito acumulado de 0,94%, no 8º trimestre, nesta especificação o impacto máximo é de 1,68% no 9º trimestre. Outra diferença observada se refere ao comportamento do *Lipca*, pois ele somente retorna ao seu nível de equilíbrio após o 16º trimestre.

No que se refere ao núcleo da inflação, o indicador acompanha a dinâmica do IPCA pleno e também possui resposta mais elevada e longa, ressaltando também que há um repasse relevante do nível de preços pleno. Nesta especificação o choque de 1 D.P. em *LPcomN* impacta o nível do *LipcaN* paulatinamente, com o efeito acumulado máximo de 1,45% no 16º trimestre. O impacto líquido não difere em relação ao modelo estimado de forma recursiva pois a valorização da taxa de câmbio em resposta ao choque em *LPcomN* é idêntica. Cabe salientar que o produto também possui uma resposta similar à especificação recursiva, novamente reforçando o canal da atividade econômica sobre a dinâmica inflacionária.

### 5.3 Identificação Modelo 2

A identificação do Modelo 2 consiste em estimar o prêmio de risco – EMBI+br – de maneira endógena ao sistema. Contudo, conforme ressaltado na seção 5.2

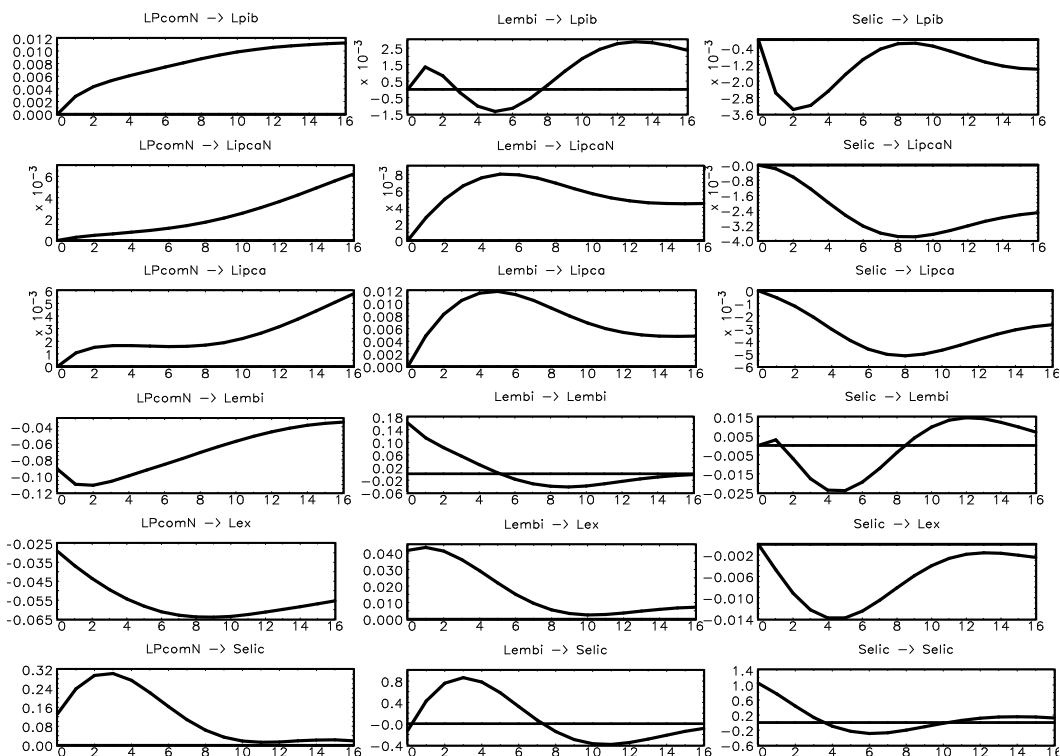
deste trabalho e na história da economia brasileira na década de 2000, tal estratégia deve ser vista com suspeita, pois não foram incorporadas ao sistema as variáveis domésticas normalmente associadas à dinâmica do risco país, como solvência externa e dívida pública. Porém, pode-se alegar que o comportamento do produto e da inflação possua alguma informação acerca dos fatores que afetam o prêmio de risco. Desse modo, a matriz  $A$  (Quadro 5) deste modelo está disposta da seguinte maneira:

**QUADRO 5: Modelo 2**

Setor	Variável	Lpib	LipcaN	Lipca	LPcomN	Lembi	Lex	Selic
R	Lpib	*						
R	LipcaN	*	*					
R	Lipca	*	*	*				
E	LPcomN				*			
IF	Lembi	*	*	*	*	*		
IF	Lex	*	*	*	*	*	*	
POMO	Selic	*	*	*	*	*	*	*

A FRI deste modelo 2 é visualizada a partir da Figura 5

**FIGURA 5 Modelo 2**



O choque de 1 D.P. (6,5%) na cotação das *commodities* não energéticas impacta o nível do IPCA no 1º trimestre. Contudo, a partir do 4º trimestre a inflação plena se estabiliza com o quadro inflacionário se deteriorando novamente após o 8º trimestre, uma situação de difícil explicação. O núcleo do IPCA acompanha este processo. Neste caso, a política monetária não responde ao incremento inflacionário que ocorre após o 8º trimestre. No que se refere aos efeitos na taxa de câmbio e no prêmio de risco as respostas se adequam ao esperado, com a apreciação cambial e a redução do risco país.

O principal problema em se estimar esse modelo, com o *Lembi* de forma endógena, se refere as respostas de *Lex* e *Lembi* ao choque de *LPcomN*. O ponto é que neste modelo, da maneira que foi estimado, a taxa de câmbio afeta a dinâmica de *Lembi*, com a apreciação do Real impactando o comportamento do *Lembi*. Apesar da taxa de câmbio e do prêmio de risco apresentarem um comportamento parelho, a relação de causalidade é dada por meio da PNCJ, com oscilações em *Lembi* influenciando os movimentos da taxa de câmbio e não o contrário, como é possível que aconteça nesta estimação.

No que se refere a reação do Banco Central, observa-se que o choque de 1 D.P. na política monetária – 1,09p.p. - impacta negativamente o produto e a taxa de inflação. O produto decai a partir do 1º trimestre e mantém um comportamento parelho com a estimação com o EMBI exógeno até o 8º trimestre. Após este período ele se reduz novamente, um movimento de difícil interpretação. Em relação aos indicadores de inflação eles também possuem um comportamento anômalo. Apesar de nos primeiros trimestres o IPCA e o seu núcleo apresentarem uma queda, do 8º trimestre adiante eles possuem uma pequena ascensão. Em relação a taxa de câmbio, há uma resposta adequada, sem a presença do *exchange rate puzzle*.

Ao analisar a resposta do prêmio de risco ao choque na *Selic* é complicado aludir alguma conclusão. Observa-se que o EMBI+br apresenta uma pequena piora no 1º trimestre após o choque, para depois iniciar um ciclo de arrefecimento até o 5º período. No entanto, para justificar essa dinâmica, deve-se indagar qual o papel da taxa de juros na formação do risco país. Apesar de existir alguma alusão sobre os impactos, através da dominância fiscal, não há evidência que a

*Selic* tenha determinado a dinâmica do prêmio de risco soberano do país neste período<sup>36</sup>. Na realidade, a relação de causalidade é até inversa, com a política monetária reagindo às oscilações no risco país, o *external dominance*, conforme atestam Fraga et al (2004).

Em relação a coluna central da Figura 5, o choque de 1 D.P. no prêmio de risco – 16,09% - desvaloriza contemporaneamente a taxa de câmbio em 4,17%. As respostas das variáveis a este choque, de um modo geral, apresentam um comportamento conforme o esperado. Como essa especificação não enriquece a análise e possui respostas de difícil interpretação, a estratégia de identificação realizada para o Modelo 1 não será desenvolvida aqui. Contudo, como título de ilustração elas podem ser visualizadas no APÊNDICE F

#### 5.4 Síntese

De acordo com as identificações realizadas no VAR, o impacto acumulado máximo no IPCA pleno oriundo do choque de 1 D.P. de LPcomN ocorre entre o 6º e o 9º trimestre. A magnitude do choque está entre 0,40% e 1,68% com a identificação que possibilita os choques de LPcomN afetar contemporaneamente o *Lipca* sendo a de maior intensidade. Ressalta-se que a propagação inflacionária para o núcleo da inflação é quase completa, com este indicador sendo impactado, em magnitude, de maneira bastante similar ao índice de preço pleno, com efeito acumulado máximo entre 0,39% e 1,45%. Este efeito acumulado máximo ocorre dentre o 12º e 16º trimestres.

Os principais canais que influenciam o repasse inflacionário se refere a taxa de câmbio, o PIB e a política monetária. Em relação ao câmbio, observa-se que essa variável se aprecia frente a inovação de *LPcomN*, mitigando o repasse inflacionário para o IPCA pleno. Essa valorização cambial é importante, pois no momento que a valorização cambial mais do que contrabalança a elevação das *commodities*, em dólares, os efeitos no IPCA pleno começam a se arrefecer.

No que se refere ao PIB, em todas as identificações houve resposta positiva, com o PIB sendo afetado, de maneira acumulada, em torno de 13% após 4 anos

---

<sup>36</sup> Favero e Giavazzi (2003) argumentam que se a sustentabilidade da dívida pública for frágil, uma majoração na taxas de juros pode elevar o custo da dívida elevando a prêmio de risco. Para o Brasil, os autores encontram evidências que, em parte de 2002, se observou este fenômeno.

do choque. Contudo, como a expansão da produção dos segmentos voltados as *commodities* é demorada, é razoável que o aquecimento da atividade econômica nos primeiros trimestres após o choque tenha ocorrido através da diminuição da capacidade ociosa e intensificação do fator trabalho o que pode ter propiciado inflação de salários, inclusive em outros setores via competição por mão de obra, e ter impactado os indicadores de inflação. A política monetária, por outro lado, se comportou conforme o esperado com um aumento da *Selic* no momento que o IPCA se elevava e um afrouxamento quando o índice de preços pleno se amainava.



## 6 CONCLUSÃO

O mercado de *commodities*, nos anos 2000, apresentou valorização inédita em termos de amplitude e persistência (IMF, 2011). Os combustíveis, os alimentos e os metais exibiram, neste período, forte elevação em seus preços. O Brasil, como um exportador líquido de *commodities* não energéticas, foi impactado pela oscilação de preço destes produtos.

Para melhor compreender os efeitos dessas oscilações, foram estudadas o comportamento de outras variáveis que possuem papel importante na análise eludida. Observou-se que o produto, a taxa de câmbio e a política monetária são relevantes para explicar a magnitude do repasse inflacionário.

Ao analisar os efeitos de 1ª ordem na economia brasileira percebeu-se que a elevação dos preços das *commodities* não energéticas é bastante amenizada pela apreciação cambial, de maneira que parte desta pressão inflacionária externa não é repassado para o IPCA pleno. O papel da taxa de câmbio nos efeitos de 1ª ordem é claro, quando se observa que o nível de preço passa a apresentar um comportamento mais estável, exatamente no momento que há os preços das *commodities* em reais são reduzidos (impacto líquido negativo). Também se notou que na especificação que o IPCA foi menos impactado pelo choque das *commodities*, a moeda brasileira se valorizou mais incisivamente.

O impacto inflacionário no IPCA pleno é quase todo transmitido para o núcleo da inflação, demonstrando que há uma propagação inflacionária pela economia brasileira originada da elevação de preço das *commodities* não energéticas. Contudo, alguns fatores relevantes para explicar a magnitude resposta do IPCA não são consistentes para justificar o impacto subsequente no núcleo de preços. A taxa de câmbio, por exemplo, não explica os sucessivos incrementos observados no núcleo da inflação, pois, no momento em que este indicador é mais pressionado, os preço das *commodities*, em real, é menor do que o prevalecente antes ao choque, assim como o nível de preços pleno já está estabilizado.

Verificou-se que um dos fatores que atuam para explicar esse aparentemente estranho comportamento é a resposta do produto. Por ser um país exportador

líquido de *commodities*, uma majoração na cotação destes produtos aquece a atividade econômica por meio da expansão da oferta de *commodities*. Como leva tempo para o setor de *commodities* ajustar a sua oferta, as empresas deste segmento respondem ao choque das *commodities* diminuindo a capacidade ociosa, abrindo novos postos de trabalho, aumentando a competição no mercado de trabalho, o que provavelmente acarreta em inflação de salários. Esse incremento salarial, por sua vez, representa um custo adicional para as empresas o que faz com que elas os repassem para o restante da economia, impactando serviços e produtos que não possuem relação direta com a cotação das *commodities*. Esse efeito salarial, ainda não analisado pela literatura, é crucial para compreender como ocorre a propagação inflacionária do mercado de *commodities* não energéticas na economia brasileira.

## REFERÊNCIAS

ACCIOLI, Cláudio; MONTEIRO, Solange. Modelo em Xequê. Revista Conjuntura Econômica, Rio de Janeiro, v.67, n.03, p. 24-39. Março de 2013.

ALICHI, Ali; CHEN, Huigang; CLINTON, Kevin; FREEDMAN, Charles; JOHNSON, Marianne; KAMENIK, Ondra; KIŞINBAY, Turgut; LAXTON, Douglas. "Inflation Targeting Under Imperfect Policy Credibility." IMF Working Paper, WP/09/94. April 2009.

BALBINO, C. E.; COLLA, E.; TELES, V. K. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. Revista Brasileira de Economia, v. 65, n. 2, p. 113-126, abr-jun. 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório Anual 2002 – 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório Anual 2011 – 2012.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório Anual 2008 – 2009.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação - dezembro 2002.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação – março 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação – dezembro 2008.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação – dezembro 2009a.

BELLAS, Dimitri; PAPAIOANNOU, Michael G.; PRETOVA, Iva. "Determinants of Emerging Market Sovereign Bond Spreads: Fundamentals vs Financial Stress" IMF Working Paper, WP/10/281. December 2010.

BERNANKE, Ben; GERTLER, Mark. "Inside de Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". The Journal of Economic Perspectives, v. 9, n. 4, p. 27-48, ago. 1995.

BERNANKE, Ben; MIHOV, Ilian. Measuring monetary policy. Reihe Ökonomie/Economic Series No.10 jun. 1995.

BREITUNG, Jörg; BRÜGGEMANN, Ralf; LÜTKEPOHL, Helmut. "Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses" In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**, Cambridge: Cambridge University Press. p.159-195. 2004

CAMACHO, Maximo; PEREZ-QUIROS, Gabriel. "Commodity Prices And The Business Cycle In Latin America: Living And Dying By Commodities?" Banco de España. Documentos de Trabajo N.º 1304. 2013.

CASHIN, P; CESPEDES, L.F; SAHAY, L. "Commodity currencies and the real exchange rate". Journal of Development Economics 75, 239 — 268. 2004.

CASTRO, Marcos R. de; GOUVEA, Solange N; MINELLA, Andre; SANTOS, Rafael C; SOUZA-SOBRINHO, Nelson F. (2011). "SAMBA: Stochastic Analytical Model with a Bayesian Approach." Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 239. April, 2011.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKHA, A. "Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil after the Real Plan: Stylized Facts from SVAR Models." *Revista Brasileira de Economia*, v. 62, n. 2, p. 123-160, abr-jun 2008.

CHRISTIANO, Lawrence. J., EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles. "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in TAYLOR, J; and WOODFORD, M. (eds.), **Handbook of Macroeconomics**, Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier North-Holland, 65–148. 1999

CLARK, Todd E., ZAMAN, Saeed. "Food and Energy Price Shocks: What Other Prices Are Affected?" Federal Reserve Bank of Cleveland, Economic Commentary. 2011.

DE GREGORIO, J. "Commodity Prices, Monetary Policy and Inflation." Universidad de Chile. April 2012.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley, 2010.

GELOS, Gaston; USTYUGOVA, Yulia. "Inflation Responses to Commodity Price Shocks – How and Why Do Countries Differ?" IMF Working Paper, WP/12/225. September 2012.

GONÇALVES, C.E; GUIMARÃES B. "Monetary policy, default risk and the exchange rate in Brazil." *Revista Brasileira de Economia* 65, 1, 33-45. (2011)

FAVERO, C; GIAVAZZI, F. (2003). "Targeting inflation when debt and risk premia are high: lessons from Brazil." mimeo, MIT. May, (2003)

FRAGA, Arminio; GOLDFAJN, Ilan; MINELLA, Andre. "Inflation Targeting in Emerging Market Economies." Banco Central do Brasil, Working Paper Series, n. 76. June 2003.

HABERMEIER, Karl; ÖTKER-ROBE, Inci; JACOME, Luis; GIUSTINIANI, Alessandrom; ISHI, Kotaro; VAVRA, David; KIŞINBAY, Turgut; VÁZQUEZ, Francisco. "Inflation Pressures and Monetary Policy Options in Emerging and Developing Countries: A Cross Regional Perspective," IMF Working Paper. January 2009.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FOUND. *Regional Economic Outlook. Western Hemisphere* Washington DC: International Monetary Fund, Publication Services, s/v, s/n, Abril, 2008a. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2008/whd/ENG/wreo0408.htm>>. Acesso em 12/06/2012.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FOUND. Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: Shifting Winds, New Policy Challenges . Washington DC: International Monetary Fund, Publication Services, s/v, s/n, Outubro, 2011a. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2011/whd/eng/wreo1011.htm>. Acesso em 22/05/2012.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FOUND. Regional Economic Outlook. Western Hemisphere: Taking Advantage of Tailwinds. Washington DC: International Monetary Fund, Publication Services, s/v, s/n, Maio, 2010. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/reo/2010/WHD/eng/wreo0510.htm> Acesso em 11/06/2012.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FOUND. World Economic Outlook: Slowing Growth, Rising Risks. Washington DC: International Monetary Fund, Publication Services, s/v, s/n, Setembro, 2011. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/02/>. Acesso em 25/04/2012.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FOUND. World Economic Outlook: Financial Stress, Downturns and Recoveries. Washington DC: International Monetary Fund, Publication Services, s/v, s/n, Outubro, 2008. Disponível em: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2008/02/>. Acesso em 27/04/2012.

JALIL, Munir; ZEA, Esteban Tamayo. Pass-through of International Food Prices to Domestic Inflation During and After the Great Recession: Evidence from a Set of Latin American Economies. *Desarrollo y Sociedad: revista publicada pelo departamento de economia e pelo CEDE da Universidad de los Andes*. Bogotá, n. 67 p. 135-179 jan/jun. 2011. Disponível em: <http://www.sci.unal.edu.co/pdf/dys/n67/n67a07.pdf>. Acesso em: 17/06/2012.

KOHLSCHEEN, Emanuel. "Long-Run Determinants of the Brazilian Real: a Closer Look at Commodities" Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº 314, July 2013.

KOHLSCHEEN, Emanuel. "The impact of monetary policy on the exchange rate: puzzling evidence from three emerging economies", Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº 259, November 2011.

KOHLSCHEEN, Emanuel. "Emerging Floaters: pass-throughs and (some) new commodity currencies", Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº 225, November 2010

LEEPER, Eric M., SIMS, Christopher A.; ZHA, Tao (1996), "What does monetary policy do?", *Brookings Papers on Economic Activity* 1996(2): 1 63. November 1996

LOUREIRO, André Soares; BARBOSA, Fernando de Holanda. "Risk premia for emerging market bonds: Evidence from Brazilian Government Debt, 1996 -2002". Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº 85, May 2004.

LUPORINI, Viviane. "The Monetary transmission in Brazil: evidence from a VAR analysis." *Est. Econ.*, São Paulo, v. 38, n. 1, P. 7-30, Janeiro-Março 2008

LÜTKEPOHL, H. "New Introduction to Multiple Time Series". Berlin: Springer-Verlag. 764p. 2005.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press. 323p 2004.

MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975:2000): a VAR estimation. *BCB Working Paper Series* . n. 33, nov. 2001.

PEDERSEN, Michael. "Propagation of shocks to food and energy prices An international comparison." Central Bank of Chile, November 2011.

PISTELLI, Alfredo; RIQUELME, Victor. "Auge y caída de precios de commodities y su impacto sobre precios domésticos: Comparación internacional", Working Paper No. 567, Central Bank of Chile. Abril 2010

REIS, Lucas de Moura. Determinantes da taxa de câmbio real brasileira nos anos 2000. Dissertação (mestrado) - Fundação Getulio Vargas, Escola de Pós-Graduação em Economia. Rio de Janeiro, 2013.

SILVA, Marcelo Eduardo Alves. *Commodity Price Shocks And Business Cycle in Emerging Economies*. July 2011.

SIMS, Christopher A. "Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy." *European Economic Review* . v. 36, p. 975-1.011, 1992.

SIMS, Christopher A. "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, jan. 1980.

SIMS, Christopher A. "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quartely Review*, 1011. Inverno. 1986.

SIMS, Christopher A., STOCK, James. H; WATSON, Mark. W. "Inference in linear time series models with some unit roots." *Econometrica* 58: 113–144. January 1990.

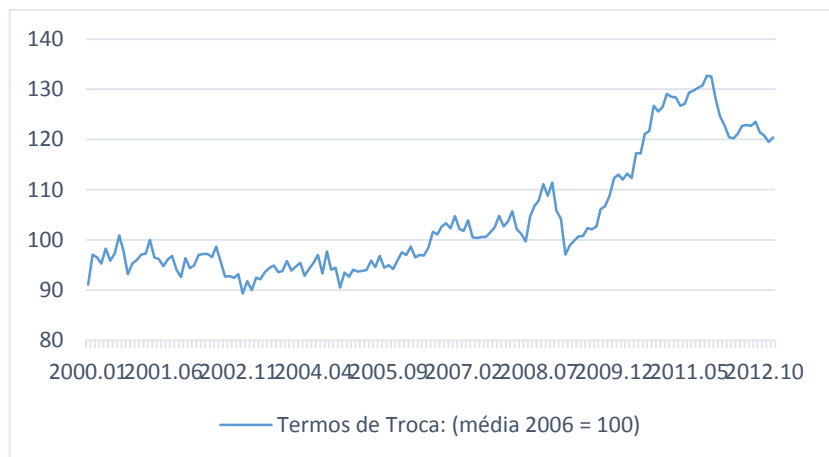
VAL, Flávio de Freitas; BARBEDO, Claudio H. S; VERDINI-MAIA, M. "Expectativas Inflacionárias e Inflação Implícita no Mercado Brasileiro", Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº 225, November 2010.

VERÍSSIMO, M. P.; XAVIER, C. L.; VIEIRA, F. V. Taxa de Câmbio e Preço de Commodities: Uma Investigação sobre a Hipótese de Doença Holandesa no Brasil. *Revista Economia (ANPEC)*, Vol. 13, p. 93-130, 2012.

## APÊNDICES

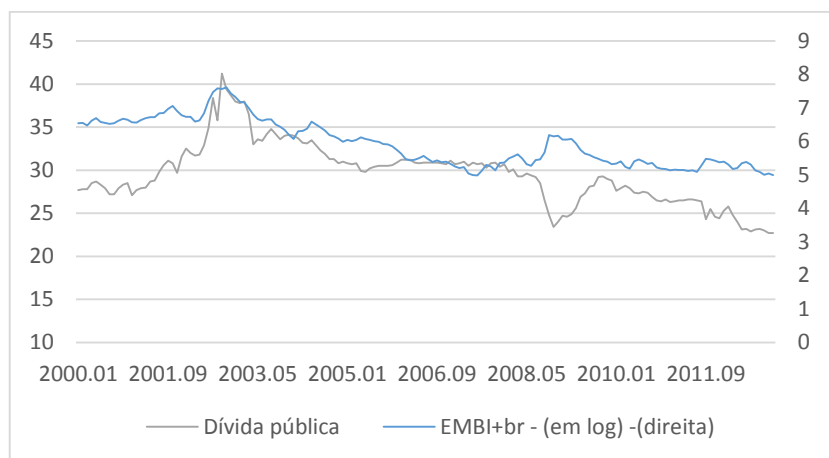
### APÊNDICE A

- Termos de Troca



Fonte: elaboração própria com os dados retirados do IPEADATA

- Prêmio de risco e dívida pública



Fonte: elaboração própria com os dados retirados do IPEADATA. Dívida Pública Líquida em % do PIB

## APENDICE B

Variável	Fonte	Período da amostra utilizada	Tratamento
PIB	IBGE	2° trim. de 1999 ao 3° trim. de 2012	Série dessazonalizada com a variação percentual em relação ao trimestre imediatamente anterior. Número índice com base igual a 100 para o 1° trimestre de 1999. Em nível. Série logaritimizada
Produção Industrial	IPEADATA	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da média da produção industrial do respectivo trimestre. Número índice com base igual a 100 para o ano de 2005. Em nível. Série logaritimizada
Índice de preços ao consumidor (IPCA)	IPEADATA	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da taxa de inflação acumulada do respectivo trimestre. Número índice com base igual a 100 para o 1° trimestre de 1999. Em nível. Série logaritimizada
Índice de preços ao consumidor (IPCA- N)	IPEADATA	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da taxa de inflação acumulada do respectivo trimestre. Número índice com base igual a 100 para o 1° trimestre de 1999. Em nível. Série logaritimizada
Commodities não energéticas	FMI	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da média móvel mensal do respectivo trimestre. Número índice com base igual a 100 para o ano de 2005. Série logaritimizada
EMBI+br	IPEADATA	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da média móvel mensal do respectivo trimestre. . Pontos base (p.b.) - sendo 100 p.b. = 1%. Em nível. Série logaritimizada.
Taxa de câmbio	IPEADATA	Abril de 1999 à setembro de 2012	Série construída através da média móvel mensal do respectivo trimestre. Número índice com base igual a 100 para o 1° trimestre de 1999. R\$/US\$ - Comercial para compra. Em nível. Série logaritimizada
Selic	BCB	2° trim. de 1999 ao 3° trim. de 2012	Se refere ao último valor observado no trimestre abrangido. Taxa percentual ao ano (%a.a.)



## APÊNDICE C

Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na estimação do VAR:

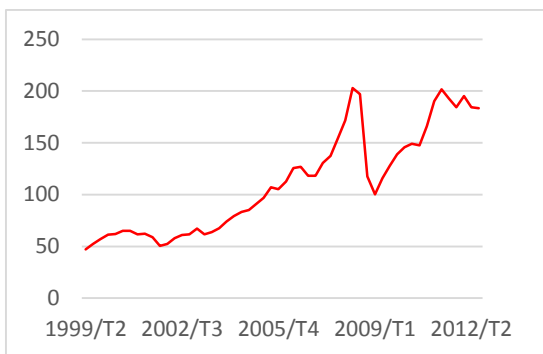
<b>Variável</b>	<b>Fonte</b>	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b>Assimetria</b>	<b>Curtose</b>
<b>Lpib</b>	IBGE	4,8266	4,8044	4,6052	5,0538	0,14587	0,15993	-1,37
<b>Lpi</b>	IPEADATA	4,7068	4,7240	4,4729	4,8694	0,12029	-0,20847	-1,2567
<b>Lipca</b>	IPEADATA	5,0747	5,13	4,6052	5,4615	0,25576	-0,34402	-1,082
<b>LipcaN</b>	IPEADATA	4,9932	5,0247	4,6052	5,3682	0,23171	-0,12546	-1,1916
<b>LPcomN</b>	FMI	4,7071	4,6292	4,2575	5,2997	0,32673	0,2421	-1,3873
<b>Lembi</b>	IPEADATA	6,01314	6,0331	5,0106	7,5449	0,70892	0,3202	-1,182
<b>Lex</b>	IPEADATA	4,7961	4,7412	4,501	5,3338	0,2163	0,67704	-0,5598
<b>Selic</b>	BCB	15,686	15,75	4,6082	5,0538	5,7448	1,8419	6,2627

## APÊNDICE D – GRÁFICOS DOS DADOS

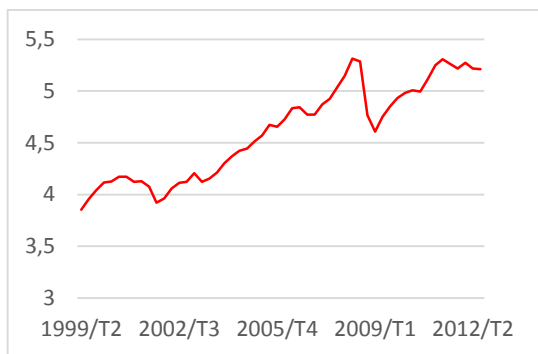
Todos os gráficos compreendem o período do 2º trimestre de 1999 ao 3º trimestre de 2012. A seguir estão dispostos os gráficos das variáveis em nível e em log.

### Commodities gerais (*LPcom*)

Em nível:

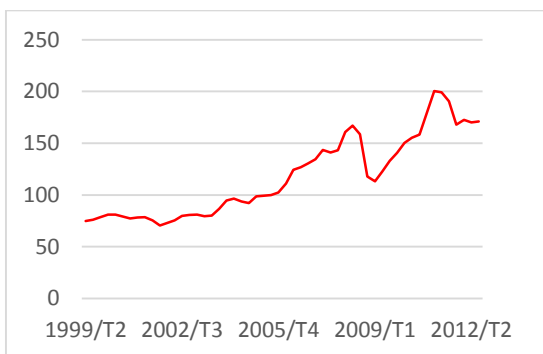


Em log:

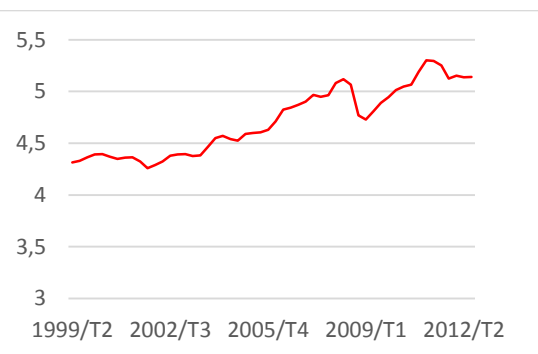


### Commodities não energéticas (*LPcomN*)

Em nível

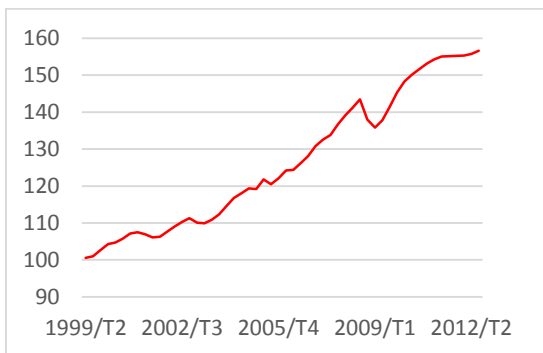


Em log:

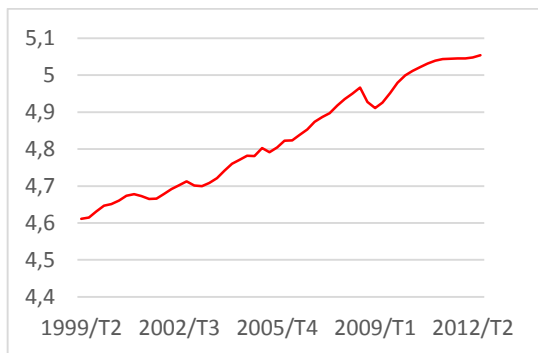


### PIB (*Lpib*)

Em nível

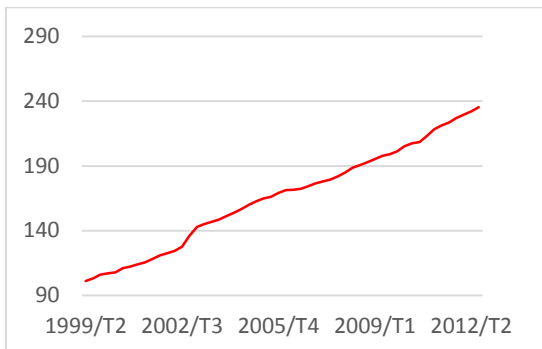


Em log:

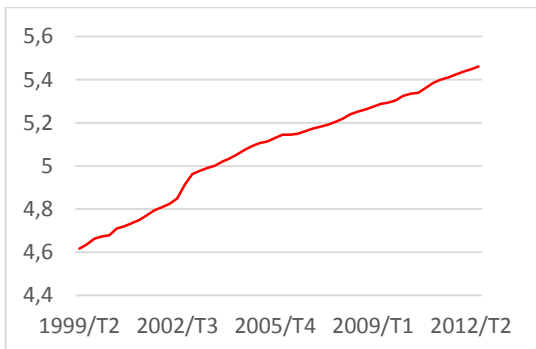


### IPCA (*Lipca*)

Em nível:

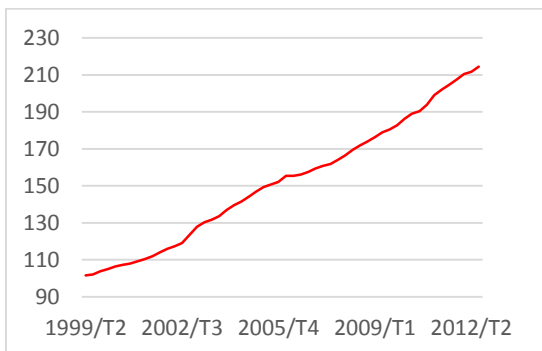


Em log:

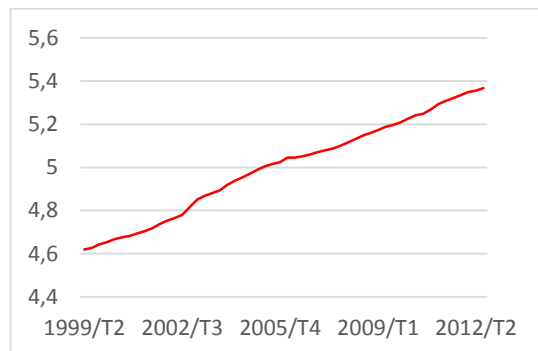


### Núcleo do IPCA (*LipcaN*)

Em nível:

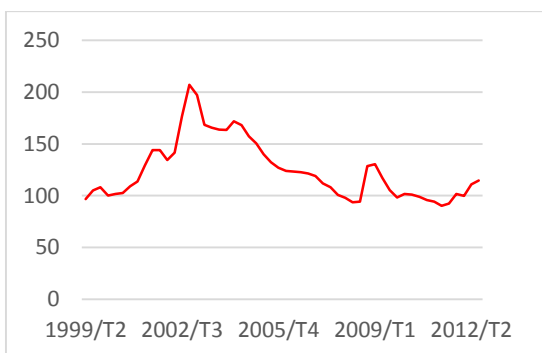


Em log:



### Taxa de câmbio – R\$/US\$ (*Lex*)

Em nível:

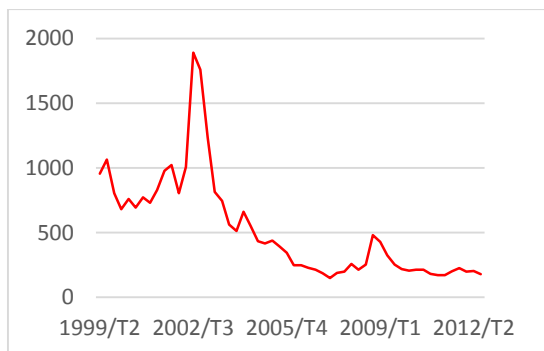


Em log:

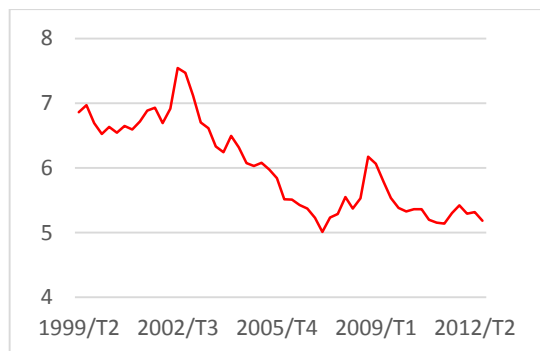


### EMBI+ br (*Lembí*)

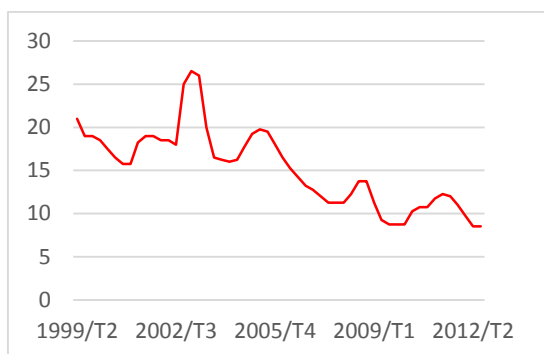
Em nível:



Em log:



### Selic (*Selic*)



## APÊNDICE E:

Utilizou-se o teste de Ljung-Box (Q) para autocorrelação em cada resíduo de cada equação do VAR estimado. Reporta-se a seguir os p-valores correspondentes do teste.

O nível de significância é de 5% e as células destacadas se referem a rejeição de  $H_0$ .

## MODELO 1:

## VAR (1):

	Lag 2	Lag 4	Lag 6	Lag 8
<b>Lpib</b>	0.0655	0.0288	0.0332	0.0344
<b>LipcaN</b>	0.0127	0.0064	0.0012	0.0015
<b>Lipca</b>	0.0181	0.0554	0.0345	0.0614
<b>LPcomN</b>	0.0130	0.0071	0.0232	0.0312
<b>Lembi</b>	0.0900	0.2736	0.3739	0.4781
<b>Lex</b>	0.0213	0.0141	0.0212	0.0579
<b>Selic</b>	0.0064	0.0319	0.0281	0.0049

## VAR (2):

	Lag 2	Lag 4	Lag 6	Lag 8
<b>Lpib</b>	0.7873	0.8586	0.7253	0.7917
<b>LipcaN</b>	0.0009	0.0002	0.0000	0.0000
<b>Lipca</b>	0.0006	0.0014	0.0015	0.0025
<b>LPcomN</b>	0.2157	0.0832	0.1185	0.1943
<b>Lembi</b>	0.4232	0.6446	0.6268	0.6870
<b>Lex</b>	0.6616	0.9337	0.9542	0.9636
<b>Selic</b>	0.3936	0.7454	0.6662	0.6427

## MODELO 2:

## VAR (1):

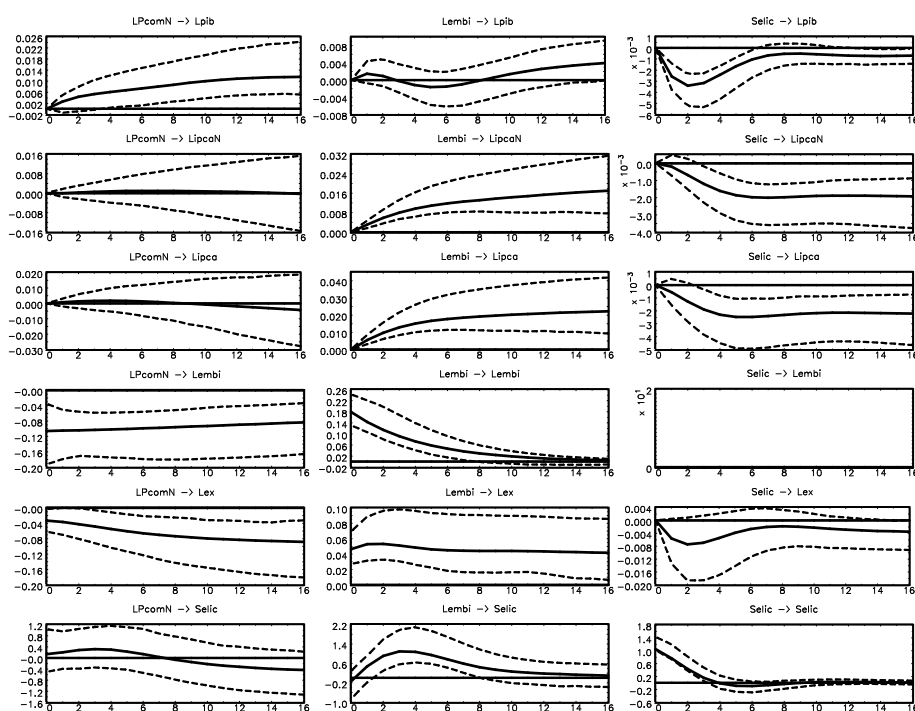
	Lag 2	Lag 4	Lag 6	Lag 8
<b>Lpib</b>	0.0640	0.0270	0.0289	0.0295
<b>LipcaN</b>	0.0125	0.0063	0.0011	0.0014
<b>Lipca</b>	0.0211	0.0575	0.0446	0.0814
<b>LPcomN</b>	0.0130	0.0071	0.0232	0.0312
<b>Lembi</b>	0.0987	0.2648	0.2340	0.3095
<b>Lex</b>	0.0250	0.0425	0.0425	0.1073
<b>Selic</b>	0.0057	0.0306	0.0305	0.0057

## VAR (2):

	Lag 2	Lag 4	Lag 6	Lag 8
<b>Lpib</b>	0.7881	0.8600	0.7277	0.7940
<b>LipcaN</b>	0.0009	0.0002	0.0000	0.0000
<b>Lipca</b>	0.0006	0.0013	0.0014	0.0024
<b>LPcomN</b>	0.2157	0.0832	0.1185	0.1943
<b>Lembi</b>	0.6228	0.8501	0.6158	0.3993
<b>Lex</b>	0.8158	0.9686	0.9431	0.8756
<b>Selic</b>	0.4108	0.7637	0.6669	0.6329

## APÊNDICE F – Funções resposta ao impulso com os intervalos de confiança<sup>37</sup>.

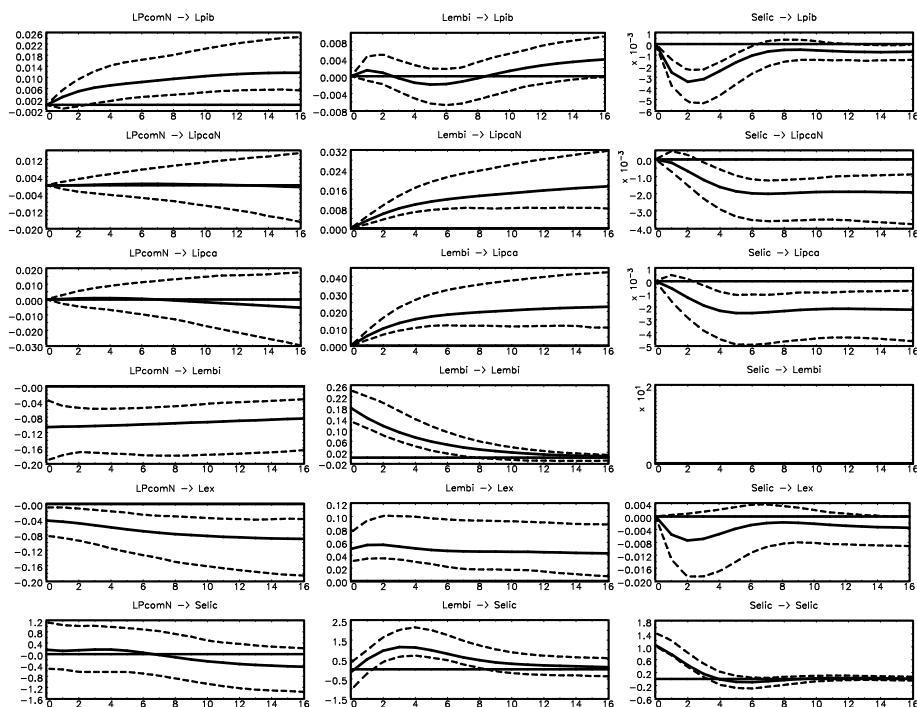
- Especificação benchmark (Modelo1)



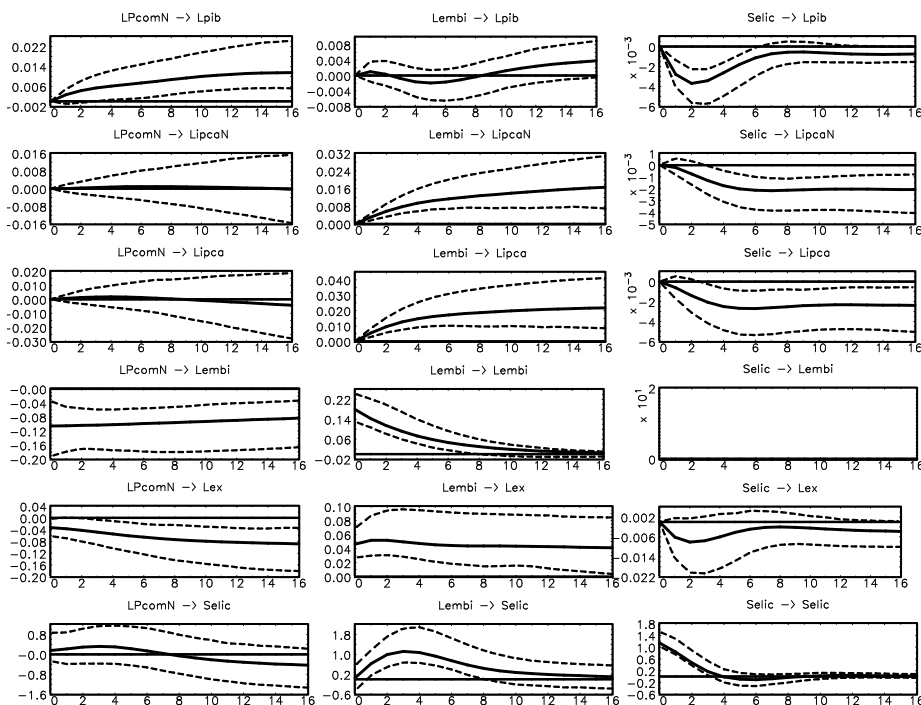
<sup>37</sup> Os intervalos de confiança das funções resposta ao impulso aqui relatadas foram construídos através do intervalo de percentis de Halls de 95%. De acordo com Breitung, Bruggemann e Lutkepohl (2004), para aplicar este procedimento, primeiramente deve-se estimar o modelo e obter os resíduos centrados do mesmo. Depois gera-se resíduos aleatórios por meio de replicações bootstrap oriundas de determinada semente. Breitung, Bruggemann e Lutkepohl (2004) recomendam que o número de replicações deve ser tal que a partir de determinada repetição não se obtenha maiores ganhos na estimação do intervalo de confiança - parem de se alterar. Para o presente trabalho verificou-se que a partir de 1000 repetições o intervalo de confiança não apresenta variação. Logo, utiliza-se 1000 replicações com bootstrap de Hall com a célula 10.

## Especificações não recursivas do Modelo 1

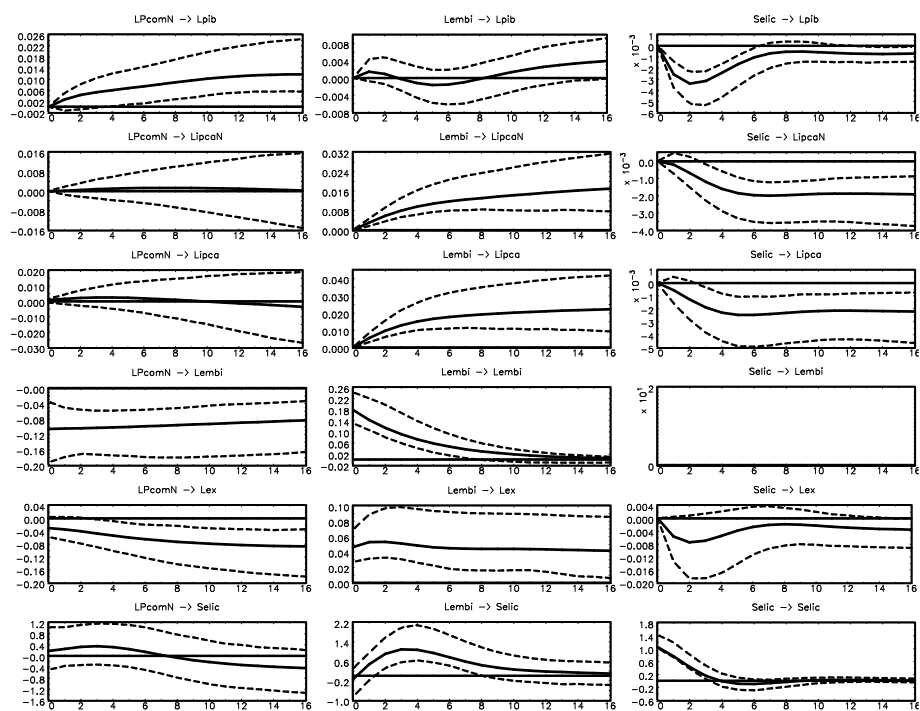
Restrição – Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio



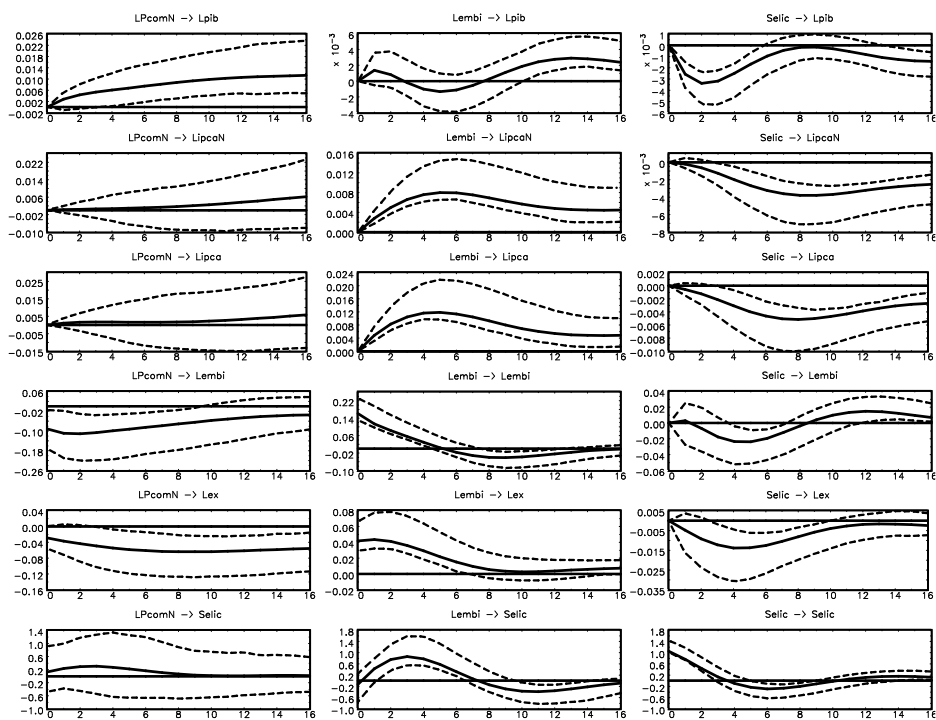
Restrição - Restrição no conjunto informacional do Banco Central



## Restrição - IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em $LPcomN$



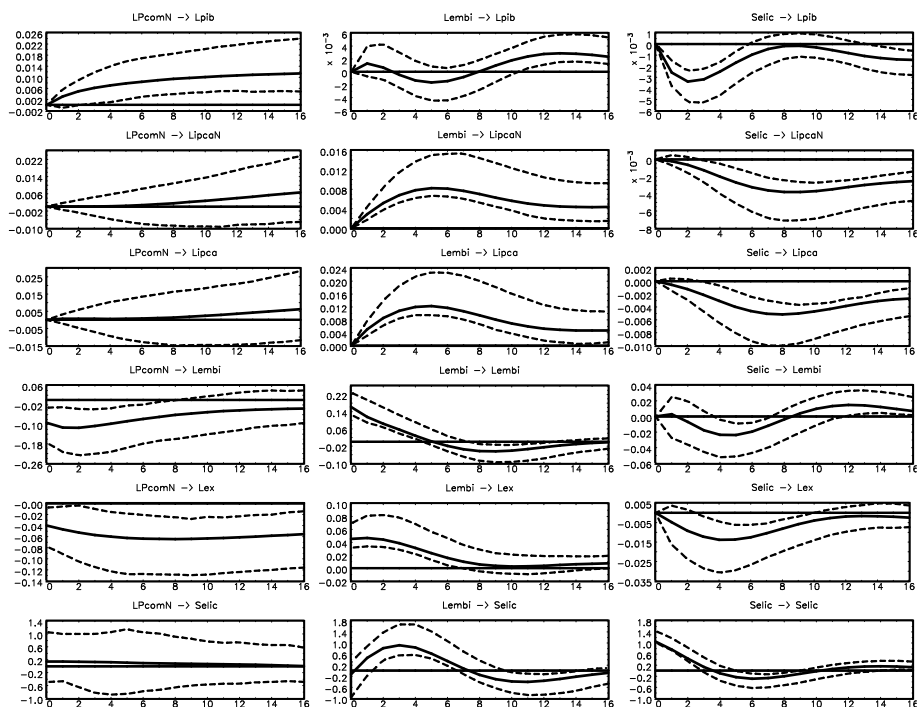
## Modelo 2 – EMBI-br endógeno: especificação recursiva



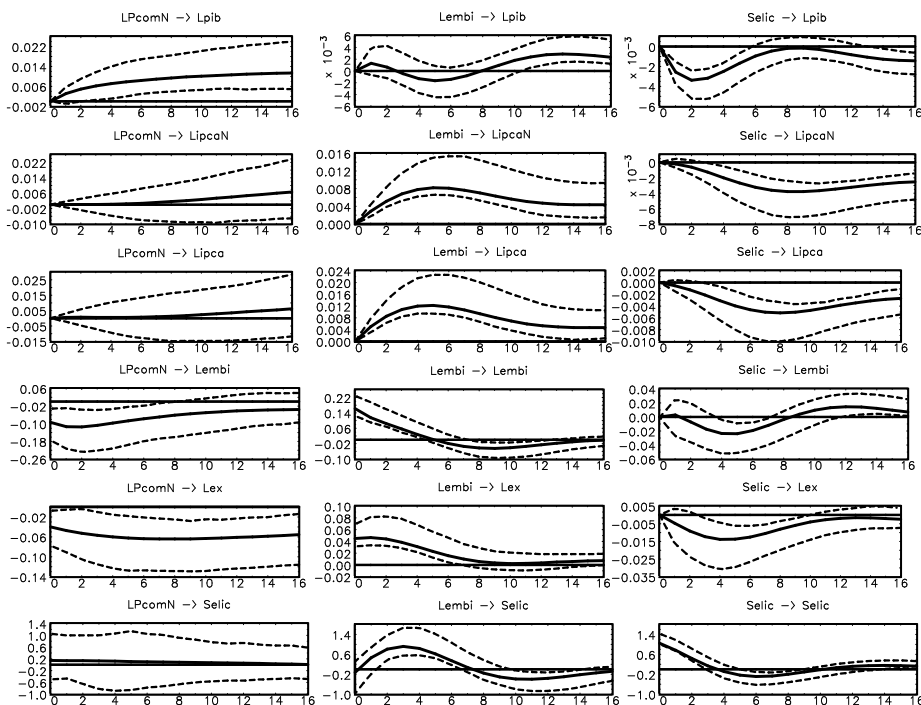


## Especificações não recursivas: Modelo 2

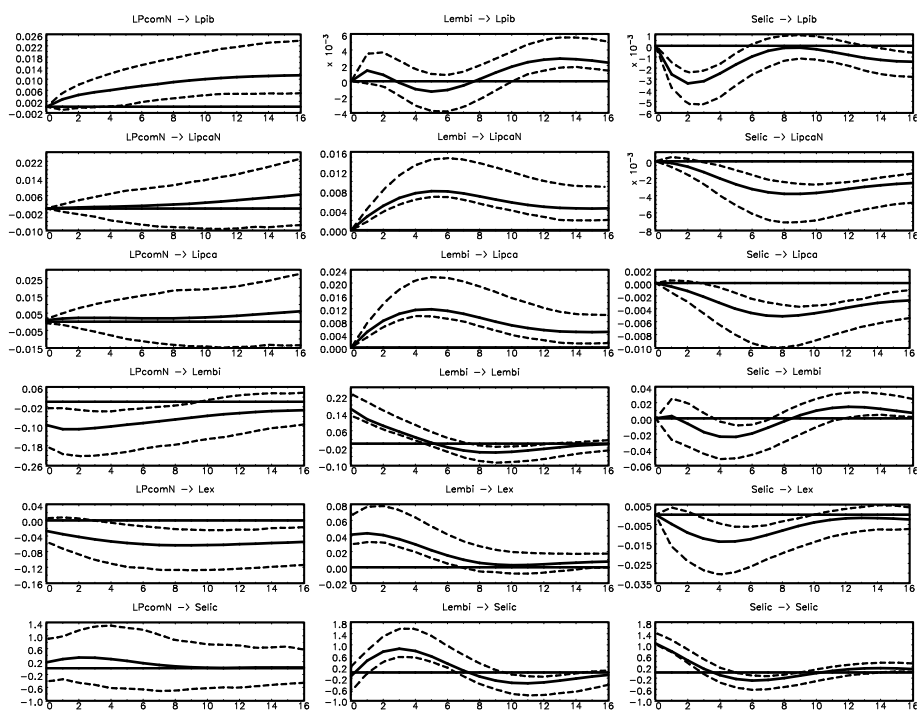
### Restrição – Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio



### Restrição - Restrição no conjunto informacional do Banco Central

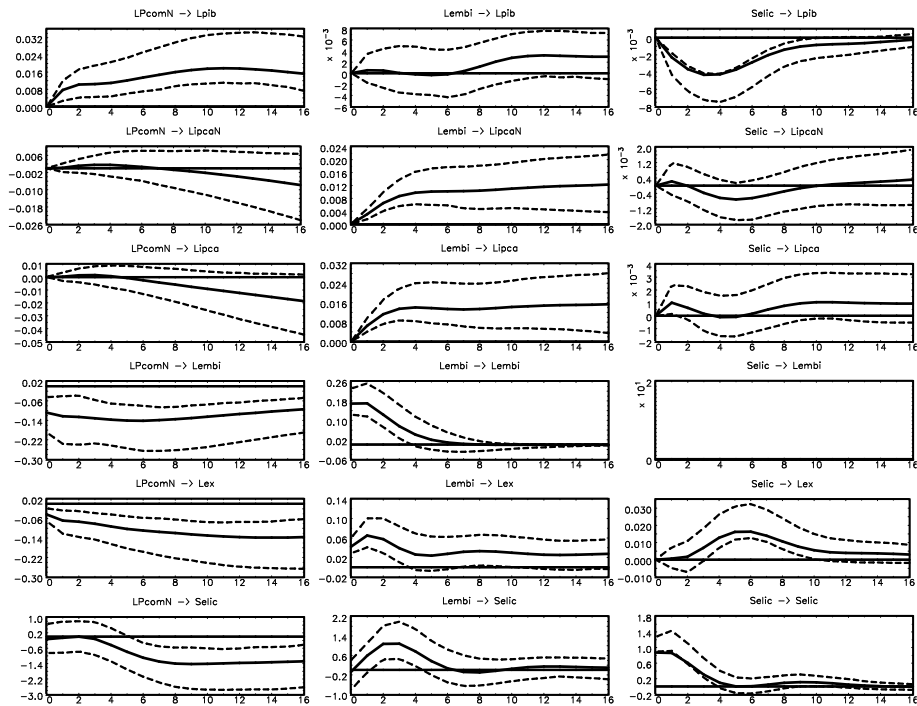


## Restrição - IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em $LPcomN$

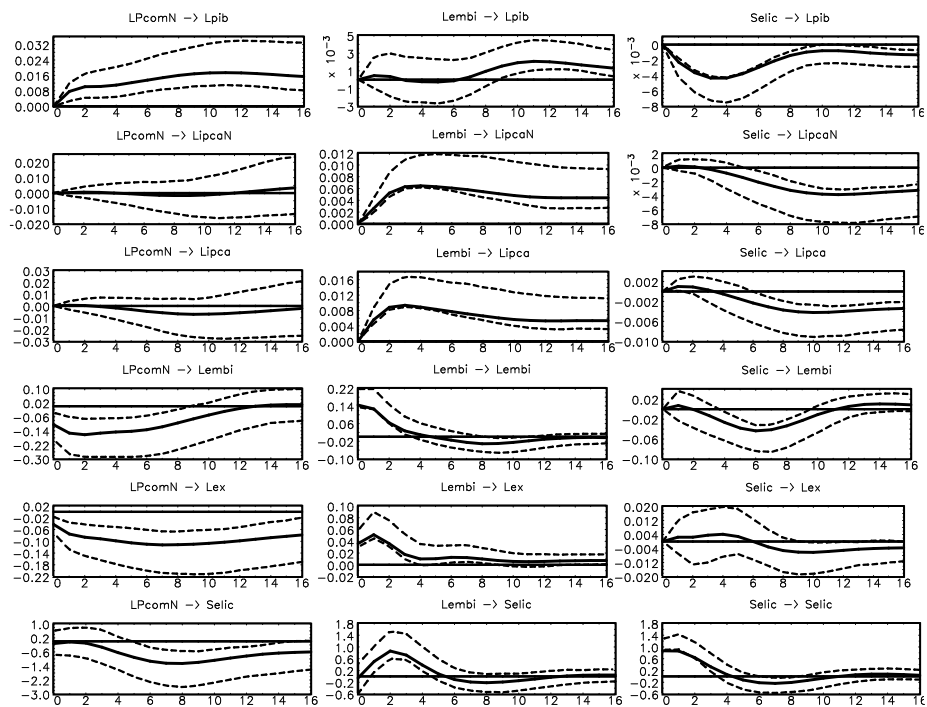


## APÊNDICE G – Funções resposta ao impulso: estimação com duas defasagens:

- Modelo 1 - Especificação benchmark:



- Modelo 2 - recursivo.



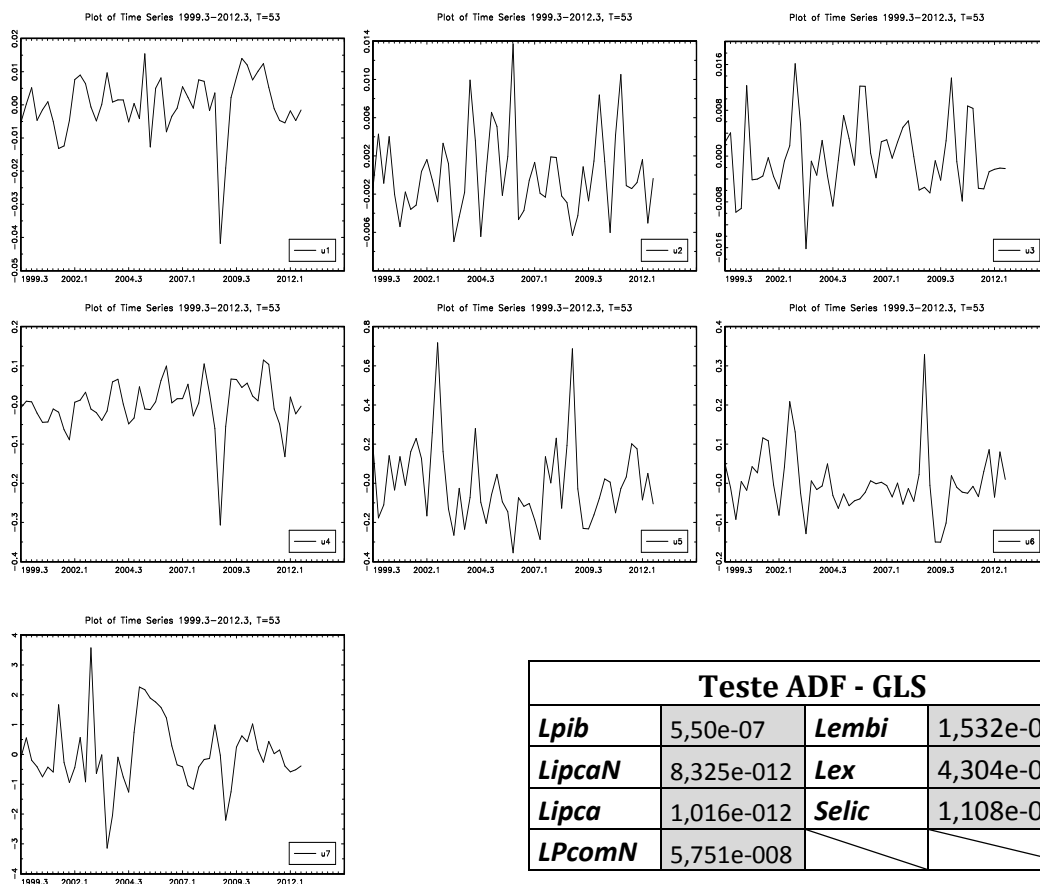
**APÊNDICE H - Pesos das categorias que compõem o IPCA. Os pesos relatados se referem a media do respectivo ano.**

ANO	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Índice geral	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1. Alimentação e bebidas	22,3	22,3	22,2	22,4	23,6	23,0	22,2	20,9	20,9	22,4	22,7	22,8	23,4	23,2
2. Habitação	16,2	15,8	15,9	16,5	16,3	16,6	16,6	15,1	13,5	13,2	13,2	13,3	13,2	14,7
3. Artigos de residência	5,9	5,9	5,7	5,7	5,7	5,5	5,5	5,0	4,6	4,3	4,2	4,2	4,0	4,6
4. Vestuário	5,6	5,5	5,4	5,4	5,1	5,2	5,3	5,9	6,5	6,5	6,6	6,7	6,8	6,6
5. Transportes	20,4	21,2	22,0	21,7	21,6	21,3	22,0	21,8	20,7	20,1	19,4	19,1	18,8	20,2
5104. Combustíveis (veículos)	4,2	4,8	5,5	5,1	5,5	5,1	5,4	5,7	5,1	4,9	4,7	4,6	4,6	5,2
6. Saúde e cuidados pessoais	11,5	11,3	10,8	10,6	10,4	10,5	10,5	10,7	10,8	10,8	10,8	10,8	10,7	11,1
7. Despesas pessoais	9,8	9,6	9,5	9,4	9,0	9,1	9,1	9,3	9,6	9,7	10,0	10,3	10,5	10,1
8. Educação	4,9	4,9	4,9	4,9	4,7	4,8	4,9	6,0	7,1	7,1	7,1	7,2	7,3	4,5
9. Comunicação	3,4	3,4	3,5	3,5	3,6	3,8	4,0	5,2	6,3	6,1	5,9	5,6	5,4	4,9

### APÊNDICE I – Gráfico dos resíduos e testes de raiz unitária nos resíduos.

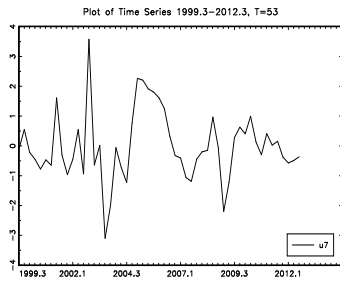
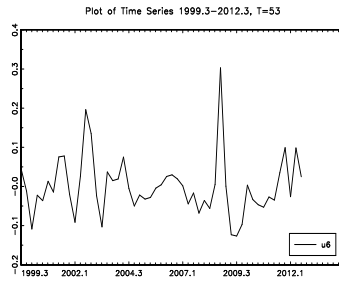
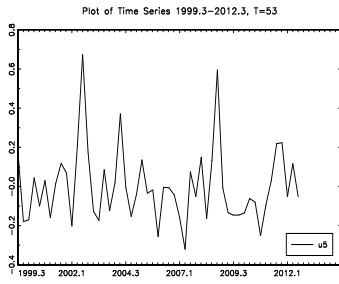
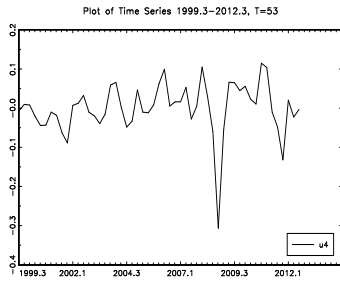
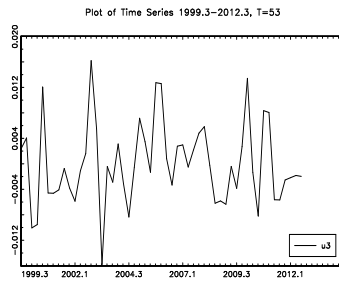
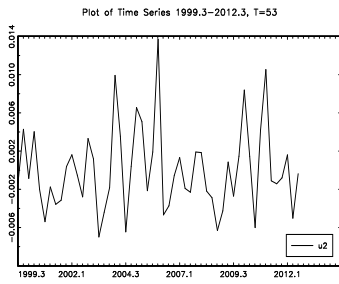
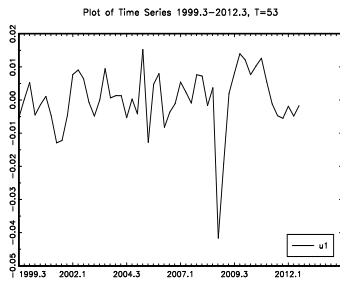
Nos testes de raiz unitária são reportados os valores p. As células destacas se referem a rejeição de  $H_0$  a 1% de significância, demonstrando que não há raiz unitária nos resíduos. O teste de raiz unitária utilizado foi o ADF-GLS.

Modelo 1:



Teste ADF - GLS			
<i>Lpib</i>	5,50e-07	<i>Lembi</i>	1,532e-006
<i>LipcaN</i>	8,325e-012	<i>Lex</i>	4,304e-012
<i>Lipca</i>	1,016e-012	<i>Selic</i>	1,108e-007
<i>LPcomN</i>	5,751e-008		

Modelo 2:



Teste ADF - GLS			
<i>Lpib</i>	6,429e-012	<i>Lembi</i>	3,315e-007
<i>LipcaN</i>	8,325e-012	<i>Lex</i>	4,304e-012
<i>Lipca</i>	1,672e-012	<i>Selic</i>	1,717e-006
<i>LPcomN</i>	5,751e-008		

## APÊNDICE J – Testes de sobreidentificação

Como a especificação recursiva já parte de 3 ou até 6 restrições dependendo do modelo utilizado, os testes de sobreidentificação são realizados entre duas identificações sobreidentificadas. A estatística do teste é tal que:

$$LR = T(\ln|\Sigma_{r1}| - \ln|\Sigma_{r2}|) \rightarrow X_{q1-q2}^2 .$$

De acordo com Lutkepohl (2004), a rejeição de  $H_0$  implica que as matrizes de variância-covariância entre os dois modelos são estatisticamente diferentes, ou seja a restrição adicional imposta não melhora a especificação do modelo.

### MODELO 1:

Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio

Structural VAR is over-identified with 3.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 3.0000 ): 34.596, Prob: 0.0000

Restrição no conjunto informacional do Banco Central

Structural VAR is over-identified with 3.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 3.0000 ): 13.0875, Prob: 0.0045

IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em  $LPcomN$

Structural VAR is over-identified with 1.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 1.0000 ): 0.3508, Prob: 0.554

### MODELO 2:

Setor real não impacta contemporaneamente o câmbio

Structural VAR is over-identified with 6.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 6.0000 ): 72.4758, Prob: 0.0000

Restrição no conjunto informacional do Banco Central

Structural VAR is over-identified with 3.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 3.0000 ): 7.0875, Prob: 0.0691

IPCA pleno reage contemporaneamente ao choque em  $LPcomN$

Structural VAR is over-identified with 1.0000 degrees of freedom  
LR Test: Chi<sup>2</sup>( 1.0000 ): 0.3956, Prob: 0.5293