

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA
MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
(2002-2014)**

CONRADO BEZERRA DE ARAÚJO PORTO

Matrícula nº: 108084318

ORIENTADOR: Prof. André Modenesi

Agosto 2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO

INSTITUTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE BACHARELADO

**MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA
MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
(2002-2014)**

Monografia apresentada ao
Curso de Ciências
Econômicas da Universidade
Federal do Rio de Janeiro
como requisito parcial para a
obtenção do Grau de
Bacharel em Ciências
Econômicas.

CONRADO BEZERRA DE ARAÚJO PORTO

Matrícula nº: 108084318

ORIENTADOR: Prof. André Modenesi

Agosto 2015

As opiniões expressas neste trabalho são de exclusiva responsabilidade do(a) autor(a)

RESUMO

O presente estudo analisa empiricamente o mecanismo de transmissão da política monetária e seus efeitos no Brasil de 2002 a 2014. Com a adoção do regime de metas de inflação a taxa básica de juros atuou como principal ferramenta no controle do nível dos preços. Dessa forma, para melhor compreender esse processo, estimamos o impacto dos juros sobre outras variáveis macroeconômicas em um sistema de vetores autoregressivos (VAR), analisando seu impacto sobre o produto, o nível de preços, taxa de câmbio e a dívida na economia brasileira. Os principais resultados obtidos são: um incremento na taxa básica de juros leva a uma aceleração dos preços administrados, uma redução dos preços dos itens comercializáveis e não comercializáveis, um aumento da dívida como proporção do PIB, uma apreciação da taxa de câmbio e uma aceleração da atividade econômica.

PALAVRAS –CHAVE:

política monetária, mecanismo de transmissão monetária, taxa Selic, inflação, Brasil

SIGLAS:

ADF – DICKLEY-FULLER AUMENTADO

Admin – ÍNDICE DE PREÇOS DOS ITENS ADMINISTRADOS

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL

Comerc – ÍNDICE DE PREÇOS DOS ITENS COMERCIALIZÁVEIS

DAdmin – ADMIN EM PRIMEIRA DIFERENÇA

DComerc – COMERC EM PRIMEIRA DIFERENÇA

DDivida – DIVIDA EM PRIMEIRA DIFERENÇA

DIPCA – IPCA EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Divida – ÍNDICE DA DIVIDA PÚBLICA COMO PROPORÇÃO DO PIB

DNcomerc – NCOMERC EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Dprodind – PRODIND EM PRIMEIRA DIFERENÇA

DPTAX – PTAX EM PRIMEIRA DIFERENÇA

DSelic – SELIC EM PRIMEIRA DIFERENÇA

FGV – FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

FMI – FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA

IGP-M – ÍNDICE GERAL DE PREÇOS DO MERCADO

IPCA – ÍNDICE NACIONAL DE PREÇOS AO CONSUMIDOR AMPLO

LM – LAGRANGE MULTIPLIER

MQO – MÉTODO DOS MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

Ncomerc – INDICE DE PREÇOS DOS ITENS NÃO COMERCIALIZÁVEIS

PIB – PRODUTO INTERNO BRUTO

PIM-PF – PRODUÇÃO INDUSTRIAL MENSAL FÍSICA

PP – PHILLIPS PERRON

PRODIND – INDICE DE VOLUME DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL

PTAX – ÍNDICE DA TAXA DE CÂMBIO

SEADE – SISTEMA ESTADUAL DE ANÁLISE DE DADOS

DIEESE – DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS

SELIC – TAXA BÁSICA DE JUROS

USD – UNITED STATES DOLLARS

VAR – MODELO VETORIAL AUTORREGRESSIVO

VEC – MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS

ÍNDICE

INTRODUÇÃO	8
CAPÍTULO I – RESENHA DA LITERATURA.....	9
CAPÍTULO II – METODOLOGIA	24
<i>II.1 – Base de dados</i>	<i>24</i>
<i>II.1.2 – Testes de raiz unitária</i>	<i>25</i>
<i>II.1.3 – Cointegração</i>	<i>26</i>
<i>II.1.4 – Estimação e causalidade de Granger</i>	<i>28</i>
<i>II.1.5 – Testes de robustez.....</i>	<i>32</i>
<i>II.2 – Análise dos resultados</i>	<i>36</i>
CONCLUSÃO	47
REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS	48

INTRODUÇÃO

Os recentes incrementos na taxa básica de juros brasileira ilustram bem os esforços realizados pela equipe econômica ao tentar controlar o nível dos preços em uma economia caracterizada por persistentes pressões inflacionárias. Observamos que a inflação se mostra resistente mesmo em meio a uma política monetária contracionista na qual as taxas de juros praticadas são umas das mais elevadas no mundo.

Este tema se mostra ainda mais importante dada a forma como a política monetária é conduzida no Brasil, pois desde a implementação do regime de metas inflacionárias o principal mecanismo para o controle do nível de preços é a taxa básica de juros SELIC. Os efeitos desse tipo de política dependem muito de sua eficiência, já que ao elevar a taxa de juros é esperada uma redução da inflação, mas também uma redução da atividade econômica que muitas vezes é prejudicial à economia como um todo.

Desta forma, se torna fundamental a compreensão de como os juros afetam os preços, ou seja, melhor entender o mecanismo de transmissão da política monetária na economia brasileira. Com isso, o objetivo deste trabalho é estudar o mecanismo de transmissão da política monetária através de um estudo empírico em que buscaremos analisar com maior detalhe o impacto da política monetária nos diferentes componentes da inflação no Brasil.

O presente trabalho foi organizado em dois capítulos, no primeiro capítulo é feita uma revisão dos principais trabalhos utilizados na bibliografia que abordam temas e metodologias semelhantes. O segundo capítulo apresenta o estudo empírico realizado juntamente com a metodologia adotada e a análise dos resultados encontrados no qual esperamos encontrar mais evidências que justifiquem o difícil controle da taxa de inflação no Brasil. Em seguida, é apresentada a conclusão desta monografia.

CAPÍTULO I – RESENHA DA LITERATURA

Neste capítulo faremos uma breve descrição dos resultados encontrados em abordagens empíricas para a estimação dos impactos da política monetária no nível de atividade e em outras variáveis macroeconômicas. Analisaremos aqui, artigos publicados no Brasil que se utilizam de sistemas de vetores autoregressivos como metodologia de análise, já que essa metodologia será empregada no segundo capítulo do presente trabalho.

Conforme ressaltado por Luporini (2008: 8), grande parte dos economistas concordam que a política monetária produz efeitos reais na economia, alterando entre outras variáveis, o nível real de atividade e os preços. Vários estudos empíricos mostraram que uma política monetária contracionista, tipicamente caracterizada por incrementos na taxa básica de juros, tende a ser seguida por períodos de reduzida atividade econômica, enquanto uma política monetária expansionista tende a gerar períodos de maior atividade econômica. Como exemplos desse tipo de resultado podemos citar os trabalhos de Friedman e Schwartz (1963), de Romer e Romer (1989), de Cook e Hahn (1989), de Sims (1992), de Cochrane (1998) e de Barth e Ramey (2000).

Ao analisarmos estes estudos anteriores percebemos uma certa regularidade no que diz respeito a não neutralidade da política monetária. Embora seja um tema teoricamente controverso permanece a necessidade de se quantificar o impacto dessa política nos grandes agregados macroeconômicos. A literatura empírica internacional, em sua maioria, se baseia nos casos americanos e europeus, tratando a política monetária como uma mudança em algum agregado monetário [Barro (1977), Reinchenstein (1987), Cochrane (1994)] ou como uma mudança na taxa básica de juros [Bernanke e Gertler (1995), Bernanke e Blinder (1992), Peerman e Smets (2001)]¹. No caso americano, o resultado, inicialmente não corroborado pela teoria econômica, conhecido como “*price puzzle*” foi eliminado via a inclusão de variáveis que reflitam os preços internacionais de commodities. No caso brasileiro, como veremos a seguir, esse

¹ Luporini (2008)

resultado não foi eliminado mesmo adotando metodologia semelhante, como no caso de Luporini (2008). A literatura brasileira que aborda o tema pela metodologia dos vetores autorregressivos mostra uma certa regularidade nos resultados encontrados, no entanto a interpretação dos resultados encontrados é diversa, dessa forma iremos analisar qual a metodologia utilizada em cada caso e as suas conclusões.

No artigo de Minella (2001), o autor analisa a política monetária e as relações macroeconômicas entre o produto, inflação, taxa de juros e moeda no Brasil. Para isso o autor realiza uma estimativa de um vetor autoregressivo (VAR) com variáveis que são integradas de primeira ordem, isto é, $I(1)$. A amostra utilizada de 1975 a 2000 foi dividida em três períodos distintos: inflação moderada-crescente (1975-1985), alta inflação (1985-1994) e baixa inflação (1994-2000). Com o objetivo de comparar, entre outros temas, o mecanismo de transmissão monetária nos diferentes períodos, o autor conclui que nos três períodos analisados, um incremento na taxa básica de juros nominal afeta os juros reais e com isso diminui o nível de atividade da economia, sendo um efeito forte e que se inicia rapidamente.

Ao contrário das similaridades encontradas nos efeitos reais da política monetária, a taxa de inflação responde de maneira diferente nos três períodos analisados. Na primeira parte da amostra, a inflação não parece ser afetada pela taxa básica de juros, inclusive, mostrando alguma aceleração. Na segunda parte da amostra, ocorre um “*price puzzle*”: Uma variação positiva na taxa básica de juros é seguida por um aumento da taxa de inflação. Segundo o autor esse resultado se deve ao fato de que em períodos de rápido crescimento dos preços, o índice de inflação tende a subestimar a sua taxa corrente. Dessa maneira, no período, os agentes se utilizaram de outras medidas para o nível de preços, que quando empregadas no modelo nesse período “resolvem” o “*price puzzle*”. No entanto, mesmo sem esse efeito, a política monetária não mostra sinais de efetividade sobre os preços no período. Na terceira parte da amostra (1994-2000) a inflação também se mostra resistente a política monetária, no entanto, devido a características do período analisado e também da pequena amostra utilizada os resultados não são tão estáveis, variando de acordo com as diferentes especificações do modelo.

A metodologia utilizada por Minella (2001) difere da adotada no presente trabalho em dois pontos principais: Como observado por Luporini (2008: 14), a inclusão

da variável taxa de câmbio, como uma das endógenas na especificação do modelo, se deve a maior abertura da economia no período analisado se tornando assim um importante componente dos preços internos como também do processo decisório da política monetária. Outra diferença importante é a adição de uma versão da estimativa do vetor autoregressivo utilizando os índices desagregados da inflação que por suas características próprias podem reagir de formas diferentes a choques na política monetária.

Prosseguindo com a revisão bibliográfica, analisaremos agora o artigo de Mendonça (2007). Nesse trabalho o autor analisa o período de 1994-2004 no qual “sob um regime de câmbio flutuante, a política monetária deixa de ser endógena ao câmbio e torna-se necessário definir uma estratégia clara para a condução da política monetária em busca da estabilidade de preços” (Mendonça, 2007: 432), com esse objetivo foi adotado no Brasil o regime de metas de inflação, dessa maneira o autor ressalta a importância para a política econômica a escolha do melhor índice de preços para se tomar como base, segundo ele, seria preferível a escolha de um índice que refletisse melhor as forças de mercado, sendo assim composto principalmente por “itens cujos preços são capazes de serem controlados por uma ação de política.” (Mendonça, 2007: 435).

Na seção seguinte o autor nos mostra a importância de analisar os diferentes grupos de componentes do IPCA, principalmente os administrados, já que estes em sua visão “possuem baixa sensibilidade à oferta e à demanda” (Mendonça, 2007: 437) e mostram ainda “a presença de um caráter inercial nos preços administrados, uma vez que os reajustes são feitos a partir de contratos atrelados à variação passada dos índices de preços. ” (Mendonça, 2007: 437). Dado o grande peso dos itens de preços administrados no índice de preços ao consumidor e sua baixa sensibilidade a variações na taxa de juros o autor realiza uma análise empírica desse efeito com o objetivo de demonstrar esse argumento.

Em sua análise empírica o autor se utilizou de dois modelos. No primeiro foi estimada uma regra de reação do BCB, do tipo Taylor, através de um MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). No segundo foi estimado um VAR (modelo autoregressivo vetorial) em que são levadas em conta as relações interligadas entre as variáveis e facilitam a análise de impactos dinâmicos provocados por choques. Essas duas

estimações tinham como principal objetivo mostrar: que a taxa de juros responde às variações no nível dos preços administrados (modelo 1) e também o impacto que a variação da taxa básica de juros causa nessa variável e em outras variáveis macroeconômicas (modelo 2).

No primeiro modelo Mendonça (2007) estima uma regra de reação do BCB levando em conta: A taxa nominal básica de juros corrente, a inflação dos preços livres e administrados acumulada nos últimos doze meses, e a meta de inflação dos últimos doze meses. Mendonça verificou a presença de raízes unitárias em todas as séries, sendo inexistentes quando testadas na primeira diferença. Pelo fato de as séries serem co-integradas, o autor não as utilizou em primeira diferença, com o temor de que essas perdessem suas relações de longo prazo.² Os resultados obtidos são estatisticamente significantes e nos mostram que a variação dos preços administrados tem grande impacto na determinação da Selic pelo BCB.

Em seu segundo modelo, o autor busca estimar os impactos que as variações na taxa Selic geram em outras variáveis macroeconômicas. Para isso ele estimou duas versões, a primeira com os índices de preços utilizados no primeiro modelo e a taxa de câmbio, já a segunda levando em conta as variações percentuais em dozes meses do IPCA (IBGE), a produção física industrial mensal (IBGE), e a taxa de desemprego (Seade e Dieese/PED).

De acordo com os testes de raiz unitária realizados as séries empregadas no segundo modelo são I(1) nas duas versões, dessa forma elas foram utilizadas em sua primeira diferença na estimação dos modelos. Segundo o critério de seleção utilizado pelo autor foram adotadas duas defasagens nos modelos, além de uma constante. Além disso, e devido a reconhecida dificuldade de análise dos coeficientes estimados em um VAR, o autor se utilizou da decomposição da variância e a função impulso-resposta parcial para tal, sendo o período de doze meses considerado nessa análise.

Primeiramente vamos analisar a primeira versão do segundo modelo, em que são observadas as relações entre Selic, preços livres, preços administrados e a taxa de

² “O resultado acima sugere que seria adequado regredir as variáveis em suas primeiras diferenças; entretanto, esse procedimento pode levar a uma perda da relação de longo prazo entre elas. Assim, é necessário verificar se uma combinação linear entre as séries é estacionária, mesmo sabendo-se que as séries são individualmente não-estacionárias. Em outras palavras, é preciso constatar se as séries são co-integradas, o que implicaria que a regressão proposta, com as variáveis em nível, apresentaria estatísticas confiáveis.” (Mendonça, 2007: 440).

câmbio. De acordo com a observação da decomposição da variância o autor nos mostra a importância que a própria taxa Selic tem na explicação de sua variância, cerca de 30% após um ano, e de acordo com a função impulso resposta esse efeito é duradouro, levando cerca de doze meses para se dissipar. Indicando, segundo o autor, que uma elevação na taxa Selic tende a não ser eliminada rapidamente.

De acordo com as estimativas, o autor ainda nos mostra que a taxa de câmbio desempenha um importante papel na variância da taxa Selic, com seus efeitos nessa variável somente sendo dissipados após um longo período. Esse resultado sugere que a política monetária seja utilizada para conter pressões inflacionárias oriundas de choques na taxa de câmbio.

Em relação aos preços livres e administrados e seu impacto na Selic o autor encontra resultados interessantes. Segundo a análise pela decomposição da variância, a Selic é mais sensível a variações nos preços livres no curto prazo (até o terceiro mês) nos meses subsequentes os preços administrados possuem maior importância mostrando, segundo o autor, uma certa rigidez para reduções na taxa básica de juros. De acordo com sua interpretação desse resultado o autor justifica: “a rigidez se deve ao fato de que quando começa a declinar o efeito oriundo dos preços livres, o impacto proveniente dos preços administrados torna-se mais acentuado.” (Mendonça, 2007: 443). Com base na análise dos impulsos respostas o autor observou que uma alta nos preços livres tende a provocar um aumento na taxa Selic, com esse efeito se dissipando após o sétimo mês, enquanto os efeitos de um aumento nos preços administrados se mantem por onze meses.

A segunda versão do modelo dois leva em conta, além da Selic, a inflação acumulada em doze meses, a produção física industrial e a taxa de desemprego. De acordo com a função impulso resposta, o efeito da Selic sobre ela mesma é duradouro, perdurando por mais de doze meses e com base na decomposição da variância, foi observado que ela mesma é a grande responsável por sua variância (83%). Esse resultado, segundo o autor, evidencia que o aumento da taxa de juros para o combate da inflação tende a gerar uma rigidez para que sejam reduzidas.

Em relação a inflação agregada, a segunda versão do modelo evidencia que para eliminar a variação desta através de choques na taxa de juros seria necessário um longo período, mais de 12 meses de acordo com a função impulso resposta. Ainda em

Mendonça (2007), esse fato evidencia a dificuldade da autoridade monetária em controlar preços que são insensíveis a choques na taxa de juros (administrados). Sendo assim, para conter a inflação como um todo, seria necessária a elevação da taxa de juros a patamares ainda maiores de forma que os preços livres compensem as pressões inflacionárias oriundas dos preços administrados.

Prosseguindo em sua análise, Mendonça (2007) descreve os impactos estimados na variável de Produção Industrial Física (PIM-PF – IBGE). Observando a função impulso resposta, o autor chega a resultados semelhantes aos anteriormente encontrados, o efeito negativo que um aumento na taxa de juros causa na variável em questão é forte e prolongado, não sendo eliminado antes de doze meses. Esse efeito ressalta o custo que uma ação de política monetária pode ter no combate à inflação.

De maneira semelhante o autor analisa o impacto de um aumento na taxa básica de juros na variável desemprego (Dieese). Analisando a função impulso resposta e a decomposição da variância, o autor, chega à conclusão de que o aumento da taxa básica de juros eleva permanentemente o nível de desemprego, elevando ainda mais o custo social desse tipo de política.

Na última parte de seu trabalho, Mendonça (2007) explicita suas considerações finais em relação a política monetária praticada no Brasil no período analisado. De acordo com o autor, a forte aceleração da inflação dos preços administrados levou a um aumento maior que o necessário da taxa de juros devido à baixa sensibilidade desta a ações de política monetária. Conforme ressaltado anteriormente, os preços administrados “possuem uma dinâmica com forte *backwar-looking* (...) e apresentam grande sensibilidade aos preços internacionais do petróleo e às desvalorizações da taxa de câmbio.” (Mendonça, 2007: 447). Dessa forma, grande parte da resistência da inflação do Brasil no período analisado, se deve aos preços administrados e como o principal instrumento de controle inflacionário tem pouco efeito sobre eles gera-se um maior custo social para o controle da inflação.

Com base nesse cenário, Mendonça (2007) ressalta que o erro está no uso da política monetária para combater todos os tipos de inflação, que no caso dos preços administrados, é uma inflação de custos (dadas as variações no câmbio e no custo da energia). Outro fator que contribui para a aceleração deste tipo de inflação é o forte caráter inercial resultado das renovações de contratos baseadas na inflação acumulada

anteriormente. Dessa forma, o autor conclui que a política monetária não é a melhor maneira de se combater a inflação dos preços administrados, quando levamos em conta seus custos perante economia como um todo.

Diante dessa perspectiva, o autor recomenda a utilização de um núcleo do IPCA na decisão de política monetária ao invés do índice cheio. Sendo assim, seriam eliminados os problemas advindos do câmbio e preços administrados possibilitando um melhor combate à inflação e menor volatilidade na taxa de juros básica. Outro ponto positivo da adoção de um indicador núcleo da inflação, seria uma maior facilidade para reduzir a taxa básica de juros, levando eventualmente a uma liberação de recursos públicos para a eliminação de gargalos presentes na economia brasileira.

O trabalho desenvolvido por Luporini (2008) busca analisar o canal juros do mecanismo de transmissão da política monetária sobre o produto, preços e taxa de câmbio na economia brasileira dos anos 90. O método utilizado para a análise empírica foi o de um sistema de vetores auto regressivos.

Conforme explicitado anteriormente, embora seja um tema teoricamente controverso a autora evidencia a existência de um consenso na literatura empírica sobre os efeitos da política monetária em variáveis reais. Com isso busca analisar e quantificar o impacto desse tipo de política na economia brasileira do período.

A metodologia utilizada em seu trabalho segue a literatura internacional e examina os efeitos que uma redução inesperada na taxa de juros tem em outras variáveis econômicas. De maneira semelhante a Mendonça (2007), a autora inclui a variável taxa de câmbio como uma variável endógena no modelo, devido ao fato de a economia brasileira possuir uma maior inserção no comércio internacional no período analisado. Outro diferencial importante em relação aos trabalhos expostos anteriormente, é a alternativa utilizada pela autora em expor diferentes especificações do modelo com o objetivo de aumentar a robustez de seus resultados.³ Por último a autora ainda demonstra como choques na política monetária contribuíram para a volatilidade dos agregados econômicos no modelo.

³ A autora justifica essa opção dada a: “devida a reconhecida sensibilidade das funções impulso respostas a diferentes especificações, este artigo apresenta uma sequência de especificações alternativas que provendo robustez à análise dos resultados.” (Luporini, 2008: 9) (Tradução Livre).

Na seção seguinte do seu artigo, Luporini (2008), analisa os efeitos da política monetária sobre outras variáveis econômicas. Da mesma maneira que os demais estudos brasileiros analisados aqui, a autora utiliza como parâmetro para o choque monetário a taxa básica de juros. Isso se deve ao fato de que, no período analisado, este foi o principal instrumento de política monetária utilizado. A amostra utilizada compreende o período entre janeiro de 1990 e agosto de 2001, a frequência é mensal. Para a atividade econômica foi utilizado o PIB, com ajuste sazonal, a preços constantes de 1990. A taxa de inflação medida pela variação mensal do índice geral de preços IGP-M (FGV), e a taxa de câmbio Real/USD. As variáveis foram utilizadas em logaritmo para facilitar a interpretação dos resultados.⁴ Outros dados foram incluídos para a análise de robustez dos modelos, como: um índice para exportações mundiais, a taxa básica de juros americanos, índice de preços ao consumidor (IPCA), um índice para a produção industrial, dívida interna como porcentagem do PIB, um índice de preços de commodities e o preço do barril de petróleo.

Após a realização de testes de raiz unitária⁵ para definir a ordem de integração das séries, Luporini (2008) verificou que todas as séries são integradas em primeira ordem. A especificação “*benchmark*” do modelo VAR leva em consideração as variáveis PIB, inflação, taxa de câmbio, e juros, todas utilizadas em sua primeira diferença. Luporini (2008: 14) ressalta que: “According to the specification used, the monetary authority is assumed to have information on the current level of economic activity, the inflation rate and the Real/USdollar exchange rate when setting its policy variable.”⁶ A autora inicia a estimação do VAR utilizando-se de 12 defasagens em cada variável devido a periodicidade mensal da base de dados, além disso foram empregadas uma constante e uma tendência determinística, essa versão *benchmark* do modelo se mostrou estável.

Analisando os gráficos das funções impulso resposta, observamos que um choque positivo na taxa básica de juros tem um efeito negativo imediato na atividade econômica retornando à tendência após doze meses. A resposta da inflação e a taxa de

⁴ A metodologia de tratamento dos dados é semelhante à aplicada na presente monografia.

⁵ Todas as séries foram testadas utilizando-se de apenas uma constante, com exceção da variável PIB que de acordo com a autora: “Conforme sugerido por Hayashi (2000), os testes foram realizados com apenas uma constante, a não ser quando possuem uma forte tendência determinística temporal. Esse foi o caso da variável PIB.” (Luporini, 2008: 12) (Tradução Livre)

⁶ Em tradução livre: “De acordo com a especificação utilizada, se assume que a autoridade monetária possui conhecimento do nível atual de atividade econômica, a taxa de inflação e a taxa de câmbio, ao definir sua variável de política monetária.”

câmbio ao choque monetário é imediatamente positiva, voltando para a tendência após os primeiros meses. Os efeitos observados nas taxas de câmbio e inflação não são previstos pela teoria econômica e são comumente chamados de “*price puzzles*”. De acordo Luporini (2008), esses efeitos geralmente resultam da falha de se incluir variáveis no modelo que são utilizadas no processo decisório da política monetária.

Para determinar a robustez do modelo empregado, Luporini (2008) realizou testes para a presença de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos. Os resultados indicaram a ausência dos dois primeiros, no entanto, exibiram não normalidade dos resíduos. Com o intuito de selecionar o melhor número de defasagens a ser utilizado no modelo, foram realizados testes com diferentes critérios, chegando-se a conclusão que o mais apropriado seria utilizar-se de oito defasagens, devido a maior robustez do modelo. Embora tenha-se utilizado outra especificação no modelo, os resultados são semelhantes aos encontrados na versão anterior.

Após observar o comportamento não previsto pela teoria monetária no modelo anterior, Luporini (2008) conduz uma análise do modelo em uma série de versões alternativas buscando determinar a robustez dos resultados encontrados, inclusive os chamados “*price puzzles*”. As versões alternativas do modelo buscam determinar “whether the qualitative results are sensitive to the period analyzed or to changing conditions in the international market (Luporini, 2008: 18)”⁷

Neste sentido, a autora buscou testar se alterando o período analisado da amostra modificaria os resultados encontrados anteriormente. Utilizando *dummies* para o período o período pré e pós plano real não foram encontradas diferenças qualitativas nos resultados apresentados anteriormente. Outro teste realizado foi a eliminação de uma variável, no caso câmbio, para verificar a robustez do modelo. Mesmo sem essa variável, os efeitos em inflação e atividade econômica se mantiveram similares aos encontrados anteriormente.

Dessa forma, restou a autora testar se as condições econômicas internacionais afetariam os resultados encontrados no modelo *benchmark*. Para isso, foram incluídas variáveis exógenas representando o fluxo de comércio internacional (exportações

⁷ Em tradução livre: “se os resultados qualitativos são sensíveis ao período analisado ou a mudanças no cenário internacional.”

mundiais) e os juros americanos (*U.S prime rate*). Após a inclusão destas variáveis as funções impulso resposta permaneceram semelhantes às anteriormente analisadas.

Prosseguindo em sua análise, Luporini (2008) discute as possíveis origens e soluções do *price puzzle* e do resultado inesperado com a taxa de câmbio. No caso americano, Sims (1992) diz que esse tipo de efeito pode aparecer após um choque contracionista devido ausência da inflação futura na especificação do modelo, informação, essa que estaria disponível para a autoridade monetária. Esse problema foi resolvido com a inclusão de um índice de preços de commodities, que historicamente precederam a inflação nos EUA (Chistiano *et al*, 1999). Dessa maneira, Luporini (2008) insere em seu modelo um índice de preços de commodities fornecido pelo FMI (Fundo monetário internacional). No entanto os resultados continuam semelhantes, apresentando os mesmos “*puzzles*” de inflação e taxa de câmbio.

Outra possibilidade a ser testada foi levantada por Sargent and Wallace (1981), que de acordo com Luporini (2008: 25): “fiscal variables may affect prices in an institutional setting where the monetary authority does not act independently from the fiscal authority and set its monetary targets in accordance to the fiscal budget. Given the relatively recent and reportedly low independence of the Brazilian central bank and the attention international investors give to the fiscal stance of the government, a fiscal variable was included in the information set.”⁸

Com a inclusão da variável endógena dívida interna como proporção do PIB, os resultados encontrados são ligeiramente diferentes dos anteriormente explanados. A principal diferença recai no fato de que a função impulso resposta da variável taxa de câmbio mostra uma apreciação após o choque contracionista da política monetária. Dessa forma, com a inclusão de uma variável fiscal no modelo eliminou-se o resultado contrário ao comumente aceito pela teoria econômica (o *puzzle* do câmbio). No entanto, permanece o *price puzzle*, com o índice de preços respondendo positivamente ao choque contracionista.

⁸ Em tradução livre: “variáveis fiscais podem afetar preços em um padrão institucional no qual a autoridade monetária não age independentemente da autoridade fiscal, e determina seus alvos monetários de acordo com o orçamento fiscal. Dada a recente e reconhecida baixa independência do Banco Central do Brasil e a atenção dada por investidores internacionais a posição fiscal do governo, foi incluída uma variável fiscal nas informações disponíveis ao modelo.”

Em suas considerações finais, Luporini (2008), mostra que os resultados encontrados indicam que uma política contracionista tem efeitos imediatos na atividade econômica, mas somente afetam o nível de preços e taxa de câmbio após um certo intervalo de tempo, ressaltando também que os extensivos testes de robustez embasam esses resultados. Sobre os “*puzzles*” encontrados, a autora ressalta que eles são comumente vistos em análises com metodologia semelhante. Embora o “*puzzle do câmbio*” tenha sido removido com a inclusão de uma variável fiscal endógena ao modelo, o “*price puzzle*” não foi solucionado utilizando a sugestão de Sims (1992).

Em estudo mais recente, Araújo e Modenesi (2013) realizam uma análise econométrica do mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil desde a adoção do regime de metas inflacionárias até a crise internacional do *subprime* (2000-2008). Esse estudo foi realizado com o objetivo de oferecer evidência empírica ao pesar os custos e benefícios de políticas econômicas estabilizadoras empregadas na economia brasileira no período.

Como exemplo do tipo de custos e/ou benefícios que uma política monetária contracionista pode trazer Araújo e Modenesi (2013) ressaltam que um aumento na taxa básica de juros diminui os preços, essa maior estabilidade aumenta a eficiência que beneficia a economia como um todo melhorando o desempenho da atividade econômica. Fazendo um contraponto ao argumentado os autores também descrevem os efeitos negativos desse tipo de política, já que um aumento na taxa básica de juros inicialmente diminui a atividade econômica, aprecia a taxa de câmbio e aumenta o déficit público, prejudicando o desempenho econômico.

Para balizar os custos e os benefícios da política monetária praticada no Brasil Araújo e Modenesi (2013) ressaltam a necessidade de se analisar empiricamente o mecanismo de transmissão, definido em suas palavras como: “...defined as the process through which variations in the basic interest rate affect the general price level.” (Araújo e Modenesi, 2013: 96)⁹. Para evidenciar esses efeitos negativos, os autores estimam os efeitos da política monetária e também sua eficácia no combate à inflação.

Antes de iniciar sua análise empírica os autores buscam descrever o regime de metas inflacionárias, ressaltando seu objetivo estabilizador além de suas vantagens e

⁹ Em tradução livre: “... definido como o processo pelo qual variações na taxa básica de juros afetam o nível geral de preços”

desvantagens. Nessa seção é discutido o *trade-off* apresentado, sendo argumentado que pouca atenção é dada ao balanço de benefícios e custos da política monetária estabilizadora de preços, sendo necessário dessa maneira uma análise que busque quantificar esses efeitos levando em conta o custo social desse tipo de política.

Iniciando sua análise empírica, Modenesi e Araujo (2013) justificam a escolha da amostra utilizada. A fase inicial é marcada pela implementação do regime de metas inflacionárias que caracterizou profundamente a maneira como é praticada a política monetária no Brasil, o fim da amostra é evidenciado pelo estopim da crise financeira mundial de 2008 que representou uma quebra estrutural na condução da política monetária, inclusive marcada por ações não ortodoxas de políticas como o *Quantitative Easing* nos Estados Unidos. Como resultados dessas escolhas foram utilizadas 104 observações mensais na amostra, garantindo maior robustez aos resultados encontrados. As variáveis utilizadas foram: Selic (taxa básica de juros doméstica), IPCA (Índice de preços ao consumidor), Produção industrial (produção física), taxa de câmbio (reais/usd, média mensal), e a dívida pública como proporção do PIB. Todas variáveis foram utilizadas em logaritmo.

Todas as variáveis mencionadas foram testadas para que fosse verificada a presença de raízes unitárias. Após os testes conclui-se que as séries eram integradas de ordem 1 e, por conseguinte, foram utilizadas em suas primeiras diferenças na estimação do modelo. Após os testes para a verificação da presença de um vetor de cointegração entre as variáveis os autores observaram forte evidência da sua não existência.

De acordo com o critério de seleção de defasagens utilizado, estimou-se o modelo com três defasagens. No entanto, os testes dos resíduos se mostraram fortemente autocorrelacionados, heterocedásticos, e não Gaussianos. Com intuito de se obter maior robustez nos resultados foram incluídas defasagens no modelo até a obtenção de resíduos “bem comportados”. Dessa forma, foram empregadas seis defasagens no modelo.

Após a estimação do VAR, foi realizado o teste de causalidade de Granger para definir se alguma variável precede temporalmente outra. Os resultados ressaltados pelos autores foram: A taxa de câmbio causa no sentido Granger a Selic e o IPCA e a Selic causa no sentido Granger a produção industrial. Testes de robustez do modelo foram

realizados, chegando à conclusão de que os resíduos do modelo são não correlacionados, homocedásticos e não normais¹⁰.

Analisando os gráficos das funções impulso resposta podemos interpretar os resultados encontrados pelo modelo. Dessa forma, podemos verificar que o IPCA inicialmente responde positivamente a um aumento da taxa básica de juros e só tem o seu efeito dissipado após dezoito meses. Esse comportamento foi observado nos artigos anteriormente analisados e em outros quando aplicados a economia Brasileira. Embora esse efeito seja comumente explicado pela má especificação do modelo, ao não incluir informações disponíveis ao Banco Central, Luporini (2008) testou a solução sugerida e chegou a resultados semelhantes. Uma visão alternativa é fornecida pelos autores, segundo eles, existe a possibilidade de um canal de custos na transmissão da política monetária. Ou seja, “a rise in interest rate increases production costs of firms which – depending in their market power and demand conditions- can be transferred into prices. This view is based on Kalecki’s contribution (1978), who considers prices to be determined by a mark-up rule over production costs.” (Araujo e Modenesi, 2013: 112)¹¹

O impacto de um aumento da taxa básica de juros sobre a produção industrial é negativo e tem seu pico no terceiro mês quando a produção começa a se recuperar. Os efeitos da política monetária só são extintos após 20 meses. Com isso, o efeito acumulado na variável de produção industrial é negativo e de magnitude não desprezível. A taxa de câmbio inicialmente se deprecia com o choque positivo na Selic, no entanto, após o quarto período esse movimento é invertido atingindo o seu mínimo no sétimo mês após o choque, após isso ela volta a se apreciar lentamente e o efeito do choque se dissipa completamente após 21 meses. O efeito final do choque contracionista à taxa de câmbio é negativo, levando a moeda, no fim, a se apreciar.

Os autores também testam o comportamento da variável que representa a dívida pública em face aos choques monetários. De acordo com a função impulso resposta essa variável reage positivamente ao choque, tendo o seu pico no quinto mês. O efeito do choque sobre essa variável se dissipa após 12 meses.

¹⁰ O autor justifica que o problema de os resíduos não seguirem uma distribuição normal são minimizados pelo teorema central do limite, em que: dado uma maior amostra de uma variável qualquer a distribuição média de uma amostra tenderá a uma normal.

¹¹ Em tradução livre: “um aumento na taxa básica de juros elevam os custos de produção de uma firma que –dependendo de seu poder de mercado e condições de demanda- podem ser transferidos aos preços. Essa visão é baseada na contribuição de Kalecki (1978), que considera os preços como determinados por uma regra de *mark-up* sobre os custos de produção”.

Prosseguindo em sua análise dos custos e benefícios da política monetária estabilizadora praticada no Brasil, os autores expõem um quadro comparativo com os efeitos acumulados de um choque na Selic nas outras variáveis econômicas analisadas. Isso os leva a conclusão de que a inflação no Brasil tem baixa sensibilidade a política monetária, quando comparada aos efeitos que essa gera nas outras variáveis macroeconômicas. Dessa forma, o quadro descrito por Araújo e Modenesi (2013) nos leva a crer que esse tipo de política gera mais custos a economia do que benefícios oriundos do combate à inflação.

De acordo com Modenesi e Araujo (2013), a baixa sensibilidade da inflação à política monetária pode ser interpretada como resultado de um mecanismo de transmissão falho. Em suas palavras: “flaws in the transmission of monetary policy are one of the factors that reduce its efficiency” (Modenesi e Modenesi, 2012: 114-115)¹². Dessa forma, aumentando os custos que esse tipo de política apresenta no combate à inflação.

O estudo desenvolvido por Araújo e Modenesi (2013) também nos mostra os impactos que a taxa de câmbio gera na inflação e, de acordo com os resultados apresentados essa relação é positiva, ou seja, quanto mais depreciada a moeda maior a inflação. Além disso, o efeito se mostra persistente nos primeiros doze meses. Dessa forma, fica caracterizada a existência de uma transferência da desvalorização da moeda aos preços.

Devido à forte evidência da relação positiva entre taxa de câmbio e inflação na economia brasileira, Araújo e Modenesi (2013) buscam analisar o canal de transmissão da política monetária do câmbio. De acordo com resultados anteriormente explicitados temos que: Uma desvalorização da taxa de câmbio leva a um aumento da inflação e que um aumento da Selic leva a uma valorização da taxa de câmbio, além disso temos evidência de que a taxa de câmbio causa a Selic e a inflação no sentido Granger. Dessa forma, a evidência empírica os leva a crer que exista uma política monetária passiva, através do câmbio. Ou seja, a autoridade monetária ao esperar incrementos na taxa de inflação devido a uma desvalorização da taxa de câmbio eleva a taxa básica de juros valorizando a moeda e reduzindo as pressões inflacionárias. Como consequência da

¹² Em tradução livre: “falhas no mecanismo de transmissão de política monetária são um dos fatores que reduzem a sua eficiência”.

forte influência do câmbio na taxa de inflação brasileira (quando comparada ao efeito direto da Selic) os autores deixam de considerar a sua valorização como um subproduto indesejado da política monetária e sim como a essência da política de estabilização de preços desde a adoção do regime de metas inflacionárias sendo essa variável o principal mecanismo de transmissão da política monetária.

Concluindo o trabalho, Araújo e Modenesi (2013) enfatizam a baixa sensibilidade da inflação à política monetária, sendo assim para se atingir a estabilidade de preços sob o regime de metas seria necessária uma política monetária mais rígida, política essa que excederia os custos sociais estimados em seu artigo. Ao estimar esses custos e compara-los com os benefícios da estabilidade de preços os autores trazem a luz um importante debate que, devido a sua importância, necessita de mais estudos sobre esse tema. Dessa forma no próximo capítulo iremos apresentar a metodologia de estimação de um modelo alternativo para a transmissão da política monetária utilizando-se de uma amostra maior e desagregando o índice de inflação, buscando melhor descrever os efeitos da política monetária sobre a inflação como um todo.

CAPÍTULO II – METODOLOGIA

II.1 – Base de dados

Neste capítulo será apresentada a metodologia da estimação dos modelos do mecanismo de transmissão da política monetária e também a interpretação dos resultados encontrados a luz da teoria econômica. Como guia para a estimação dos modelos, foi utilizada uma metodologia semelhante à adotada por Araujo e Modenesi (2013) e Luporini (2008), devido a diferença no período analisado algumas mudanças foram feitas de acordo com os resultados encontrados. Outro ponto a ser ressaltado foi a escolha das variáveis, que em relação a esses trabalhos, a principal diferença está na inclusão de uma versão alternativa do modelo com a inflação desagregada, buscando melhor entender a dinâmica da transmissão da política monetária nos diferentes grupos que compõem o índice de preços ao consumidor oficial (IPCA).

A amostra analisada compreende o período de janeiro do ano 2002 a novembro de 2014. O período foi escolhido com base em um importante evento anterior ao início da amostra: a adoção do regime de metas de inflação que mudou de forma significativa a condução da política monetária no Brasil consistida anteriormente de um regime de metas de taxa de câmbio (Modenesi, 2005: 296-396). Outro ponto importante a ser considerado foi a disponibilidade dos dados, com o intuito de evitar uma quebra de metodologia, em que utilizamos como início da amostra a partir de janeiro de 2002. O fim da amostra em novembro de 2014 foi escolhido para que a amostra tivesse o maior número de observações disponíveis. Dessa maneira, a base de dados é composta por 154 observações mensais, número que acreditamos ser suficiente para garantir maior robustez aos resultados.

As variáveis utilizadas são as seguintes: (i) *Selic*: que se consiste da taxa básica de juros da economia brasileira (anualizada); (ii) *Prodind*: representa o volume da produção industrial; (iii) *Divida*: é a razão do déficit público pelo PIB (produto interno

bruto); (iv) *Ptax*: é a taxa nominal de câmbio expressa em reais (real/\$US, média mensal); (v) *IPCA*: é o índice de preços ao consumidor oficial sendo ele composto por itens comercializáveis *Comerc*, não comercializáveis *Ncomerc*, itens de preços monitorados ou administrados *Admin*. O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) fornece o volume da produção industrial e o *IPCA*. O Banco Central do Brasil (BCB) fornece a taxa *Selic*, a dívida pública como proporção do PIB e os índices desagregados de preços administrados, comercializáveis e não comercializáveis. Todas as variáveis foram indexadas, sendo janeiro de 2002 igual a 100 para simplificar a análise.

No curso deste capítulo estimaremos dois modelos para medir o impacto da *Selic* nos índices de inflação, um agregado e outro desagregado, ou seja, um com a variável *IPCA* representando o nível geral de preços e o segundo com esse índice desagregado nas categorias: comercializáveis, não comercializáveis e administrados, conforme classificação do BCB. Com esse tipo de análise, esperamos ser capazes de observar os impactos da *Selic* no índice de inflação como um todo e em seus componentes.

II.1.2 – Testes de raiz unitária

Para que seja possível determinar se as variáveis possuem um comportamento estacionário foram realizados os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o Phillips-Perron (PP) em todas variáveis em nível e em primeira diferença (tabelas 1 e 2). A hipótese nula de a variável possuir uma raiz unitária (não-estacionária) não é rejeitada para todas as variáveis ao nível de significância de 1%. No entanto, quando consideramos as variáveis em sua primeira diferença a hipótese nula é rejeitada para todas as variáveis ao nível de 1%. Sendo assim, podemos considerar que as séries são integradas de ordem 1, ou seja I(1).

Tabela 1

<i>Augmented Dickey-Fuller test: Nível e Primeira Diferença</i>						
Variável	Defasagens	Probabilidade*	Estatística-t	Valor Crítico		
				1%	5%	10%
<i>Selic</i>	1	0,1090	-2,5362	-3,4737	-2,8805	-2,5769
<i>IPCA</i>	1	0,9780	0,3066	-3,4737	-2,8805	-2,5769
<i>Comerc</i>	2	0,9470	-0,0946	-3,4739	-2,8805	-2,5777
<i>Ncomerc</i>	7	1,0000	-5,5627	-3,4755	-2,8812	-2,5773
<i>Admin</i>	2	0,6562	-1,8883	-3,4755	-2,8812	-2,1425

<i>prodind</i>	0	0,2645	-2,0522	-3,4775	-2,8812	-2,5778
<i>Divida</i>	0	0,2364	-2,1221	-3,4761	-2,8815	-3,5775
<i>PTAX</i>	1	0,3918	-1,7747	-3,4755	-2,8813	-2,5773
<i>DSelic</i>	3	0,0068	-3,6018	-3,4755	-2,8805	-2,5769
<i>DIPCA</i>	0	0,0000	-5,4021	-3,4755	-2,8805	-2,5769
<i>DComerc</i>	1	0,0000	-6,5092	-3,4740	-2,8806	-2,5771
<i>DNcomerc</i>	1	0,0002	-3,7320	-2,5803	-1,9429	-1,6153
<i>DAdmin</i>	2	0,0020	-3,7320	-2,5803	-1,9429	-1,6153
<i>Dprodind</i>	11	0,0011	-3,4190	-3,4771	-2,8820	-2,5777
<i>DDivida</i>	6	0,0000	-5,5641	-3,4755	-2,8813	-2,5774
<i>DPTAX</i>	0	0,0000	-8,8124	-3,4737	-2,8805	-2,5777

*MacKinnon (1996) p-valores unilaterais.

Nota: Todos com intercepto e tendência

Tabela 2

Phillips-Perron test: Nível e Primeira Diferença

Variável	Defasagens	Probabilidade*	Estatística-t	Valor Crítico		
				1%	5%	10%
<i>Selic</i>	9	0,2372	-2,7021	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>IPCA</i>	7	0,8058	-1,5567	-4,0133	3,4366	-3,1424
<i>Comerc</i>	2	0,7844	-1,6120	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>Ncomerc</i>	1	0,8211	-1,5144	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>Admin</i>	3	0,0840	-1,5616	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>prodind</i>	0	0,1908	-2,8241	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>Divida</i>	0	0,4196	-2,3215	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>PTAX</i>	6	0,5064	-2,1663	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>DSelic</i>	2	0,2372	-2,7021	-4,0132	-3,4366	-3,1424
<i>DIPCA</i>	4	0,0000	-6,0567	-4,0136	-3,4368	-3,1425
<i>DComerc</i>	1	0,0007	-4,8012	-4,0136	-3,4368	-3,1425
<i>DNcomerc</i>	1	0,0000	-6,5668	-4,0136	-3,4367	-3,1425
<i>DAdmin</i>	0	0,0000	-9,6716	-4,0136	-3,4367	-3,1425
<i>Dprodind</i>	0	0,0000	-12,4069	-4,0136	-3,4367	-3,1425
<i>DDivida</i>	1	0,0000	-13,1280	-4,0136	-3,4367	-3,1425
<i>DPTAX</i>	0	0,0000	-8,4298	-4,0136	-3,4367	-3,1425

*MacKinnon (1996) p-valores unilaterais.

II.1.3 – Cointegração

Com a forte evidência da estacionariedade das séries em primeira diferença (I(1)), realizamos dois testes de cointegração, pela estatística de traço e pelo e de

máximo autovalor. A hipótese nula a ser testada nos dois modelos, agregado e desagregado, é a de inexistência de uma relação de cointegração entre as variáveis.

Tabela 3

Testes de cointegração (modelo agregado)

	Estatísticas do Traço			Estatísticas do Máximo Autovalor		
	<i>Eigen value</i>	<i>Critical value</i>	<i>Probabilidade 5%</i>	<i>Eigen value</i>	<i>Critical value</i>	<i>Probabilidade 5%</i>
Nehuma	0,3529	69,8189	0,0000	0,3529	33,8769	0,0000
No máximo 1	0,2850	47,8561	0,0000	0,2850	27,5843	0,0000
No máximo 2	0,2226	29,7971	0,0000	0,2226	21,1316	0,0001
No máximo 3	0,1466	15,4947	0,0000	0,1466	14,2646	0,0014
No máximo 4	0,0999	3,84147	0,0001	0,0999	3,84147	0,0001

Tabela 4

Testes de cointegração (modelo desagregado)

	Estatísticas do Traço			Estatísticas do Máximo Autovalor		
	<i>Eigen value</i>	<i>Critical value</i>	<i>Probabilidade 5%</i>	<i>Eigen value</i>	<i>Critical value</i>	<i>Probabilidade 5%</i>
Nehuma	0,4147	125,615	0,0000	0,4147	46,2314	0,0000
No máximo 1	0,3316	95,7537	0,0000	0,3316	40,0776	0,0001
No máximo 2	0,2747	69,8189	0,0000	0,2747	33,8769	0,0005
No máximo 3	0,2409	47,8561	0,0000	0,2409	27,5843	0,0005
No máximo 4	0,1902	29,7971	0,0000	0,1902	21,1316	0,0012
No máximo 5	0,1237	15,4947	0,0000	0,1237	14,2646	0,0060
No máximo 6	0,1179	3,84147	0,0000	0,1179	3,84147	0,0000

De acordo com os testes realizados (tabelas 3 e 4), tanto pelo máximo autovalor como pelo teste do traço, há forte evidência de que nas duas versões do modelo existem vetores de cointegração ao nível de 5% de significância, isto é, as combinações lineares das variáveis apresentadas são estacionárias. No modelo agregado temos evidência estatística da presença de quatro vetores de cointegração, já na versão desagregada os testes indicam a existência de seis vetores de cointegração. Os vetores de cointegração

podem representar uma relação de longo prazo entre as variáveis em questão, evitando-se, dessa maneira o problema da regressão espúria que pode ocorrer em séries temporais não estacionárias (Engel e Granger, 1987).

II.1.4 – Estimação e causalidade de Granger

Com o objetivo de determinar o número de defasagens a serem utilizadas no modelo, fizemos inicialmente o teste de seleção do sistema de equações de Vetores Auto-Regressivos (VAR), tanto no modelo agregado como no desagregado. Esse teste leva em consideração cinco critérios e o número de defasagens que satisfizer o maior número de critérios deve ser o escolhido para a posterior estimação dos modelos.

Tabela 4 (agregado)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DSELIC DIPCA DPRODINDSA DDIVIDA DPTAX

Exogenous variables: C

Date: 12/08/14 Time: 20:34

Sample: 2002M01 2014M10

Included observations: 145

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1404.670	NA	191.3945	19.44372	19.54637	19.48543
1	-1243.683	308.6500	29.33836	17.56804	18.18392*	17.81830*
2	-1205.094	71.32291	24.35378	17.38061	18.50972	17.83941
3	-1169.874	62.66715	21.21639	17.23965	18.88198	17.90698
4	-1148.203	37.06598	22.34105	17.28556	19.44112	18.16144
5	-1114.248	55.73236	19.93060	17.16204	19.83084	18.24647
6	-1086.893	43.01333	19.56366	17.12956	20.31159	18.42253
7	-1046.984	60.00179*	16.24063*	16.92391*	20.61917	18.42542
8	-1026.387	29.54557	17.71581	16.98465	21.19314	18.69470

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabela 5 (desagregado)

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DSELIC DADMIN DNCOMERC DCOMERC DPRODINDSA DDIVIDA

DPTAX

Exogenous variables: C

Date: 12/08/14 Time: 20:37

Sample: 2002M01 2014M10

Included observations: 145

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1774.266	NA	110.3929	24.56918	24.71289	24.62758
1	-1570.137	385.7324	13.00230	22.42948	23.57912*	22.89662*
2	-1496.551	131.9476	9.303788	22.09036	24.24593	22.96624
3	-1442.689	91.37938	8.799461	22.02330	25.18480	23.30792
4	-1395.630	75.29576	9.236645	22.05006	26.21749	23.74343
5	-1346.912	73.24472	9.611854	22.05395	27.22731	24.15606
6	-1291.732	77.63205	9.319776	21.96872	28.14801	24.47957
7	-1216.171	99.01152*	6.983056*	21.60235*	28.78757	24.52195
8	-1170.291	55.68811	8.111840	21.64540	29.83655	24.97374

* indicates lag order selected by the criterion

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

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Dos cinco critérios utilizados, três (FPE, AIC e LR) indicam a inclusão de sete defasagens tanto na versão do modelo VAR agregado quanto no desagregado. No entanto, como verificamos a existência de cointegração no sistema de variáveis, devemos estimar um modelo VEC para corrigir essa característica. No modelo VEC devemos utilizar uma defasagem a menos que o ideal para o modelo VAR (Modenesi, 2009: 9), sendo assim o teste indica que devemos utilizar 6 defasagens nos dois modelos.

Assim sendo, os sistemas de equações foram estimados com seis defasagens para todas as variáveis endógenas, no caso cinco para o modelo agregado e sete no modelo desagregado. A ordem escolhida para a estimação dos modelos VAR e VEC foi, no caso agregado: *Selic, IPCA, Prodind, Divida e Ptax*.¹³ No caso desagregado a ordem escolhida foi: *Selic, Admin, Ncomerc, Comerc, Prodind, Divida e Ptax*.¹⁴

Com o objetivo de melhor entender a relação entre as variáveis utilizadas na estimação do modelo, realizamos o teste conhecido como causalidade de Granger, procurando analisar se uma variável precede temporalmente a outra. Em outras palavras, X causa no sentido de Granger Y se Y pode ser melhor estimado utilizando o histórico tanto de X como de Y do que com apenas o histórico de Y.

¹³ A ordem das variáveis utilizadas nos modelos foi escolhida da mais exógena à mais endógena. Esse mesmo critério foi utilizado por exemplo em Modenesi (2013).

¹⁴ No caso do modelo desagregado, utilizou-se o mesmo exercício ao desagregar o IPCA. Dessa forma, os preços administrados são os mais exógenos devido a sua característica de serem controlados por contratos e com forte influência do governo. Com efeito, estes devem responder menos as forças de mercado. Como componente mais endógeno do IPCA, utilizamos o nível de preços dos itens comercializáveis que são influenciados pelos preços internacionais em dólares. O câmbio é considerado a variável mais endógena, já que pelo canal das expectativas ele é afetado por todas as outras variáveis.

Tabela 6

Teste de causalidade de Granger

Variável	Chi-quadrado	Probabilidade
<i>DIPCA não causa no sentido Granger Dselic</i>	20,2318	0,0025
<i>Dselic não causa no sentido Granger DIPCA</i>	8,4949	0,2040
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dselic</i>	12,3090	0,0554
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	3,2541	0,7763
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dselic</i>	34,1905	0,0000
<i>Dselic não causa no sentido Granger Ddivida</i>	15,0056	0,0202
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dselic</i>	19,3472	0,0036
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dptax</i>	26,9412	0,0001
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger DIPCA</i>	25,8980	0,0002
<i>DIPCA não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	3,1817	0,7857
<i>Ddivida não causa no sentido Granger DIPCA</i>	32,8975	0,0000
<i>DIPCA não causa no sentido Granger Ddivida</i>	10,0725	0,1216
<i>Dptax não causa no sentido Granger DIPCA</i>	20,8337	0,0020
<i>DIPCA não causa no sentido Granger Dptax</i>	33,7670	0,0000
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	18,7239	0,0047
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Ddivida</i>	8,9580	0,1760
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	3,2212	0,7806
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dptax</i>	18,4663	0,0052
<i>Dptax não causa no sentido Granger Ddivida</i>	9,3303	0,1558
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dptax</i>	57,0023	0,0000

Tabela 7

Teste de causalidade de Granger

Variável	Chi-quadrado	Probabilidade
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dselic</i>	5,7776	0,4486
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	3,3847	0,7592
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dselic</i>	48,3730	0,0000
<i>Dselic não causa no sentido Granger Ddivida</i>	14,1831	0,0277
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dselic</i>	16,8824	0,0097
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dptax</i>	27,3260	0,0001
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	19,5207	0,0034
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Ddivida</i>	10,3628	0,1102

<i>Dptax não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	2,0004	0,9197
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dptax</i>	22,8108	0,0009
<i>Dptax não causa no sentido Granger Ddivida</i>	9,4723	0,1487
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dptax</i>	56,7432	0,0000
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Ddivida</i>	4,3842	0,6248
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dadmin</i>	20,5526	0,0022
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	3,3331	0,7660
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dadmin</i>	21,3579	0,0016
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Dptax</i>	30,7747	0,0000
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dadmin</i>	10,6169	0,1010
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Dselic</i>	22,6268	0,0009
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dadmin</i>	3,3126	0,7687
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	9,5403	0,1454
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Dadmin</i>	4,3217	0,6332
<i>Dadmin não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	7,4544	0,2809
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Dadmin</i>	14,6535	0,0231
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Ddivida</i>	11,8782	0,0647
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	15,9289	0,0141
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	4,7817	0,5721
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	16,7973	0,0101
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Dptax</i>	3,1095	0,7950
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	21,0645	0,0018
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Dselic</i>	14,1065	0,0285
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	3,1463	0,7903
<i>Dcomerc não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	18,6818	0,0047
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Dcomerc</i>	23,0397	0,0008
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Ddivida</i>	2,6045	0,8566
<i>Ddivida não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	15,4829	0,0168
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Dprodindsa</i>	5,0409	0,5386
<i>Dprodindsa não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	7,1904	0,3036
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Dptax</i>	10,1636	0,1179
<i>Dptax não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	10,3882	0,1092
<i>Dncomerc não causa no sentido Granger Dselic</i>	14,1065	0,0285
<i>Dselic não causa no sentido Granger Dncomerc</i>	3,4637	0,7488

Para determinar a rejeição ou não da hipótese nula de que uma variável causa no sentido Granger a outra, consideramos o nível de significância 5% (tabelas 6 e 7). Dessa forma, com uma probabilidade inferior à 5% podemos rejeitar essa hipótese. Os testes foram realizados utilizando-se de todo o período analisado e com seis defasagens conforme determinado pelo critério de seleção.

Na primeira tabela, observamos que a variável *Dselic* só causa, no sentido Granger, duas outras variáveis: *Dptax* e *Ddivida*. Por sua vez, três variáveis causam, no sentido Granger, *Dselic*: *DIPCA*, *Ddivida* e *Dptax*. Já a variável *DIPCA* causa, no

sentido Granger, Dptax e Dselic. As variáveis que causam, no sentido Granger, DIPCA são: Dprodinsa, Ddivida, e Dptax.

Na segunda tabela, podemos observar resultados semelhantes. A variável Dselic só causa, no sentido Granger: Ddivida e Dptax. Por sua vez esta é causada no sentido Granger por: Ddivida, Dptax, Dadmin, Dcomerc e Dncomerc. A variável Dadmin é causada pelas variáveis: Ddivida, Dprodinsa e Dncomerc. Já Dcomerc é causada no sentido Granger apenas por Dptax e a variável Dncomerc é causada no sentido Granger por: Dcomerc e Ddivida. Esses resultados serão melhor analisados posteriormente.

II.1.5 – Testes de robustez

Para determinar a robustez das duas estimações, realizamos os testes que determinam a presença ou não de autocorrelação, heterocedasticidade dos resíduos e a estabilidade do modelo. Para determinar a existência de autocorrelação realizamos o teste LM como evidenciado nas tabelas 8 e 9, sendo a primeira na versão agregada do modelo e a segunda na versão desagregada.

Tabela 8

<i>VEC autocorrelção dos resíduos - Teste LM</i>		
Defasagens	Estatística LM	Probabilidade
<i>1</i>	77,8709	0,0000
<i>2</i>	55,9962	0,0004
<i>3</i>	54,5124	0,0006
<i>4</i>	31,5781	0,1706
<i>5</i>	48,8697	0,0029
<i>6</i>	31,9064	0,1607

Tabela 9

<i>VEC autocorrelção dos resíduos - Teste LM</i>		
Defasagens	Estatística LM	Probabilidade
<i>1</i>	113,8070	0,0000
<i>2</i>	100,3613	0,0000

3	81,8135	0,0023
4	74,4578	0,0110
5	67,5406	0,0406
6	60,9606	0,1103

Conforme observamos nas duas tabelas, não há evidência de que possamos rejeitar a hipótese nula da não existência de autocorrelação à medida que foram introduzidas mais defasagens nas duas versões do modelo. O teste seguinte realizado verifica a probabilidade de os resíduos não serem homocedásticos e seus resultados aparecem nas tabelas 10 e 11, a seguir.

Tabela 10

VEC homocedasticidade dos resíduos - Teste de White

Chi-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
1138,029	930	0,0000

Tabela 11

VEC homocedasticidade dos resíduos - Teste de White

Chi-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
2449,283	2408	0,2739

A tabela 10, referente ao modelo agregado, mostra que de acordo com o teste de White há forte evidência para rejeitar a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos, indicando a presença de heterocedasticidade. No entanto, como estamos buscando analisar os coeficientes estimados e não realizar projeções, esse

problema é minimizado já que esse tipo de evento indica a existência de viés nos resíduos. A tabela 11, referente ao modelo desagregado, mostra evidência contra a rejeição da hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos nos levando a crer que nessa versão do modelo a heterocedasticidade não exista. Esses resultados podem nos indicar que a desagregação do índice de preços, IPCA, nos leva a uma melhor especificação do modelo.

Com o objetivo de determinar se os erros seguem uma distribuição normal, realizamos os testes de normalidade dos resíduos para as duas versões do modelo. Conforme podemos observar nas tabelas 12 e 13, o resultado sugere a rejeição da hipótese nula de que os erros seguem uma distribuição normal. No entanto conforme apontado por Modenesi (2013) esse problema pode ser minimizado pelo teorema central do limite.¹⁵

Tabela 12

VEC normalidade dos resíduos (Jarque-Bera)

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
<i>1</i>	5,7492	0,0564
<i>2</i>	2,1298	0,3447
<i>3</i>	94,0145	0,0000
<i>4</i>	30,1254	0,0000
<i>5</i>	3,9228	0,1407
<i>Conjunta</i>	135,9417	0,0000

Tabela 13

VEC normalidade dos resíduos (Jarque-Bera)

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
<i>1</i>	1,8447	0,3976
<i>2</i>	20,0296	0,3626
<i>3</i>	0,2723	0,8727
<i>4</i>	1,4316	0,4888
<i>5</i>	44,8712	0,0000

¹⁵ De acordo com este teorema, conforme o tamanho da amostra de qualquer variável aumenta, a distribuição média da amostra tenderá para uma normal.

6	10,3924	0,0055
7	0,8574	0,6514
<i>Conjunta</i>		0,0000

Por último realizamos um teste para indicar a estabilidade do modelo. Para isso analisamos as figuras 1 e 2 e observamos que todas as raízes inversas se encontram dentro do círculo unitário, indicando que nas duas versões do modelo o sistema é estável.

Figura 1

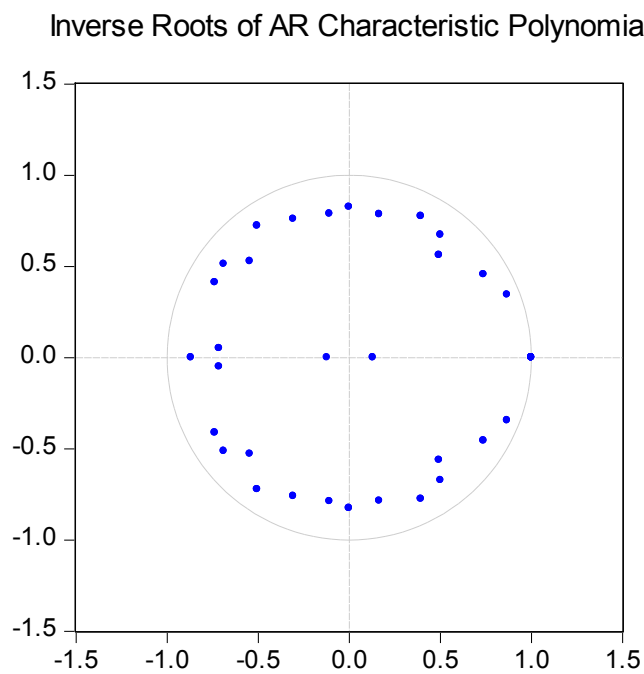
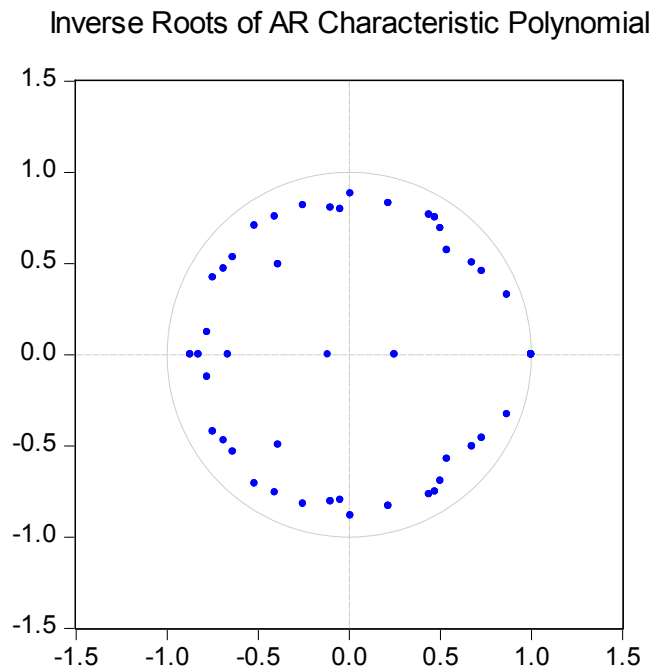


Figura 2



Em suma, estimamos dois modelos VEC em que foram utilizadas seis defasagens com as séries em primeira diferença. No primeiro utilizamos o índice do IPCA agregado, encontrando que seus resíduos não são autocorrelacionados. No entanto, são heterocedásticos e não seguem uma distribuição normal. No segundo utilizamos o índice do IPCA desagregado em comercializáveis, não comercializáveis e administrados encontrando resultados semelhantes, exceto pela heterocedasticidade que nesse caso aparenta ser inexistente.

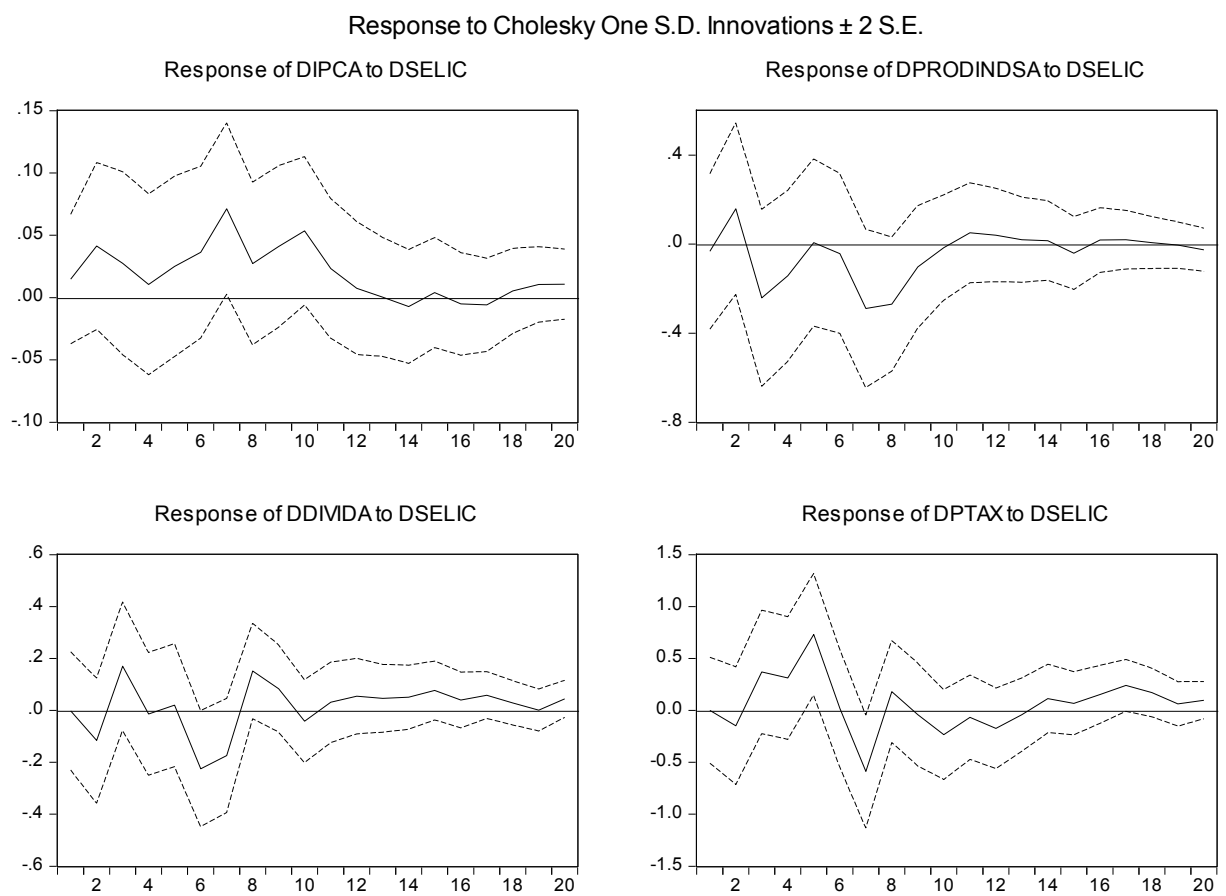
Na próxima seção discutiremos os resultados encontrados e buscaremos interpreta-los a luz do que já foi observado em outros trabalhos acadêmicos conforme evidenciado na revisão bibliográfica. Para facilitar a análise dos modelos utilizaremos as funções impulso resposta das variáveis em questão.

II.2 – Análise dos resultados

As variáveis macroeconômicas utilizadas na estimação dos modelos têm, de acordo com a teoria econômica, relações interligadas entre elas. Dessa maneira, o modelo VAR se adequa aos nossos objetivos de estimar a relação entre elas para melhor entender o processo da transmissão da política monetária. De acordo com a teoria econômica é esperado que a variável *DSelic* tenha efeitos: negativos nas variáveis de preço (*DIPCA*, *Dadmin*, *Dcomerc*, *Dncomerc*), positivo sobre a dívida pública

(Ddivida), negativo sobre a produção industrial (Dprodind) e negativo também sobre a taxa de câmbio (Dptax, apreciação da moeda). Diante do exposto, iremos analisar os gráficos das funções impulso resposta dos modelos agregado e desagregado (figuras 1,2,3, e 4).

Figura 3



Conforme explicitado na metodologia, inicialmente estimamos um VAR com o índice de inflação agregado. A figura 3 nos mostra a resposta das variáveis DIPCA, DPRODINDSA, DDIVIDA, DPTAX a um choque na variável DSELIC de acordo com essa especificação do modelo. Os gráficos da função impulso resposta facilitam nossa análise do efeito que um aumento na taxa básica de juros causa nas outras variáveis utilizadas no modelo.

A resposta da variável DIPCA a um aumento da taxa de juros se mostra contrária ao que indicaria a teoria econômica, a inflação se acelera atingindo um pico em 6 meses após o choque e depois recua atingindo seu mínimo em 16 meses. Após esse período o índice retorna a sua tendência.¹⁶ Esse tipo de resultado comumente conhecido como *price puzzle* foi encontrado pelos autores discutidos no primeiro capítulo do presente trabalho. Como foi sugerido, esse resultado poderia ser eliminado através da inclusão de variáveis que refletissem a inflação futura que estaria disponível às autoridades monetárias no momento da tomada de decisão da política monetária. No entanto, ao testar essa sugestão através da inclusão de uma variável que representasse o nível de preços das commodities não obtivemos mudanças significativas nos resultados encontrados.

De acordo com o a figura 3, o efeito de um choque na taxa de juros sobre a produção industrial (DPRODINDSA) é positivo até o segundo mês e após esse período se torna negativo chegando ao seu mínimo em 8 meses quando seu efeito começa a retornar à tendência. Embora o efeito seja um pouco errático, no acumulado o impacto sobre a produção industrial é negativo e significativo, exibindo uma reação muito mais forte do que a inflação.

A variável DDIVIDA apresenta um comportamento errático, tendo uma forte queda até um mínimo em seis meses e após esse período aumenta até atingir um pico em 8 meses, esse crescimento se desacelera, mas se mantêm até o vigésimo mês. Quando analisamos esses efeitos acumulados observamos que ele é positivo no decorrer do período analisado e de magnitude não desprezável inclusive maior do que o efeito sobre a inflação.

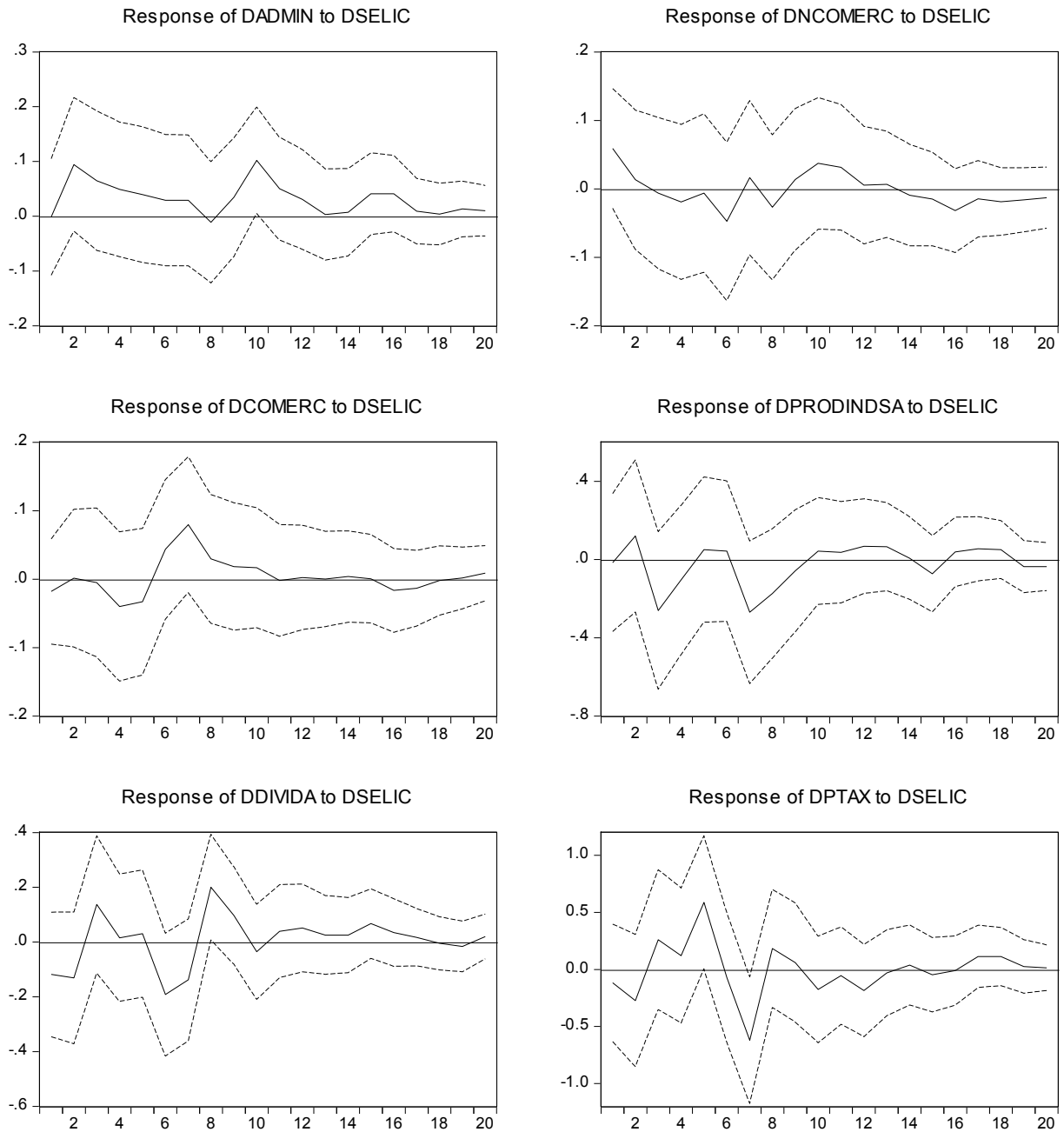
¹⁶ Quando aumentamos o período analisado do gráfico dos impulsos resposta observamos oscilações muito pequenas ao redor tendência, caracterizando em nossa análise a dissipação dos efeitos do choque.

O efeito de um choque monetário sobre a taxa de câmbio (DPTAX) mostra um resultado não previsto pela teoria econômica, de acordo com a figura podemos observar que a moeda se deprecia até atingir seu auge em seis meses, após esse período ela se aprecia até o oitavo mês quando volta a se depreciar com seus efeitos se dissipando após 20 meses. Esse tipo de resultado foi encontrado por Luporini (2008) até a inclusão na especificação do modelo de uma variável fiscal, ao contrário do encontrado aqui.

Prosseguindo em nossa análise dos resultados encontrados nas estimações dos modelos, iremos observar os efeitos de um choque na taxa de juros sobre as outras variáveis macroeconômicas no modelo VAR desagregado (Figura 4). O emprego do índice de preços desagregado pode nos ajudar a melhor compreender o efeito que a política monetária tem sobre os preços levando em conta as características de cada grupamento de itens.

Figura 4

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Como podemos observar na figura 4, os preços administrados (DADMIN) se aceleram fortemente após um choque em DSELIC atingindo seu nível máximo no décimo primeiro mês com seu efeito se extinguindo no vigésimo mês. Já a resposta dos itens não comercializáveis (DNCOMERC) é negativa inicialmente, atingindo o seu menor valor ao redor do sexto mês quando começa a subir atingindo seu máximo ao redor do décimo primeiro mês, após esse período o índice volta a sua trajetória descendente até o décimo sexto mês com seu efeito se dissipando ao redor do vigésimo

mês. Vale ressaltar que o efeito agregado dessas variações é negativo, no entanto de pequena magnitude.

O nível de preço dos itens comercializáveis (DCOMERC) responde negativamente de início atingindo no quarto mês seu mínimo quando começa uma trajetória oposta se elevando até o sexto mês, após esse período o índice retorna a sua tendência com seus efeitos se dissipando ao redor do décimo oitavo mês, o efeito acumulado de DSELIC sobre essa variável é positivo, mas praticamente nulo. Esses resultados nos sugerem que o *price puzzle* observado na figura 2 (VAR agregado) tenha como principal contribuinte a forte reação positiva dos preços administrados em face a um choque monetário.

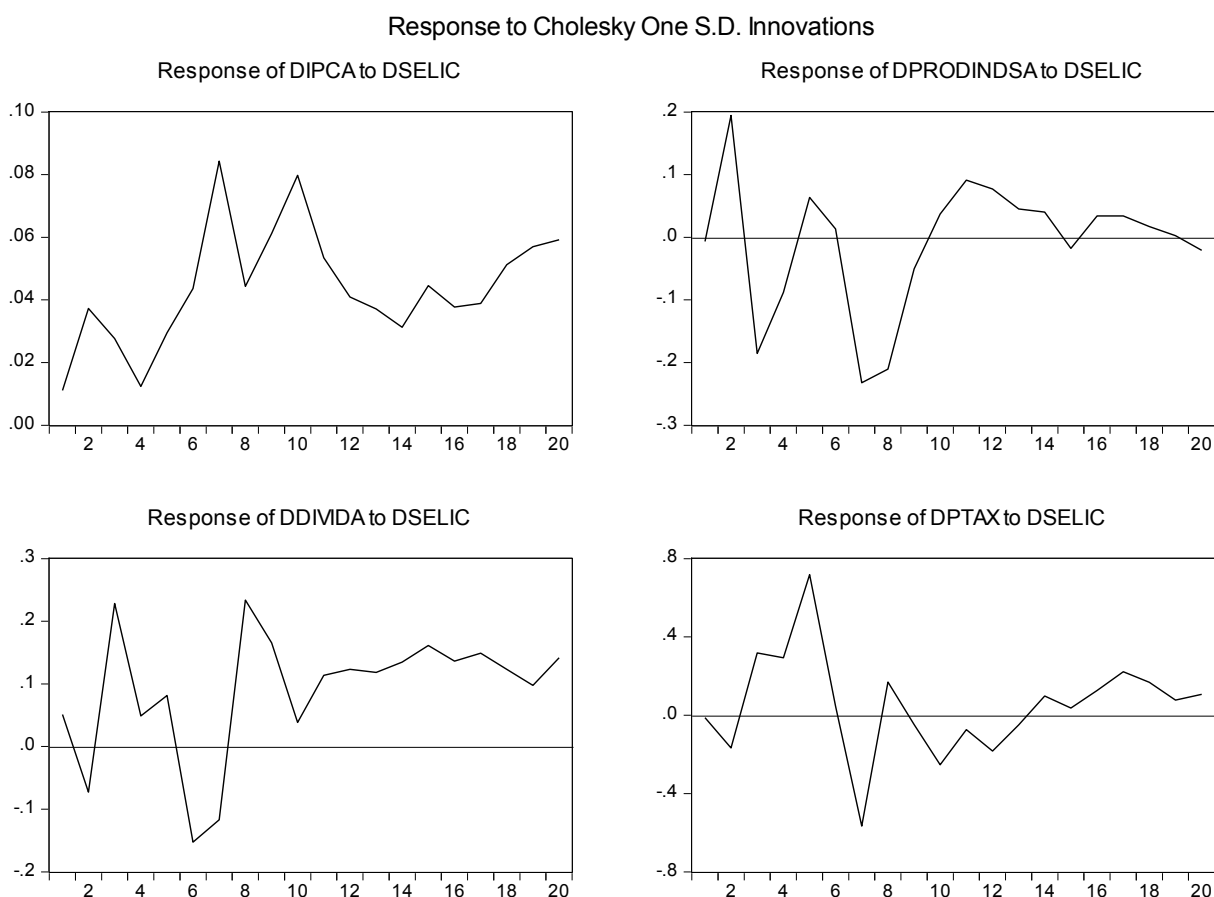
Da mesma maneira que na especificação agregada do modelo, a figura 4 nos mostra um forte impacto negativo na produção industrial (DPRODINDSA), atingindo seu menor nível no segundo e quarto mês quando o efeito negativo começa a diminuir sendo totalmente extinto após vinte meses. A variável DDIVIDA alterna respostas positivas e negativas nos primeiros 8 meses, após esse período se mantém ligeiramente acima da tendência até o décimo sétimo mês, após esse período seu efeito se extingue, quando analisamos a função acumulada observamos um aumento da dívida ao fim de vinte meses. A variável DPTAX se aprecia até o segundo mês, após esse período se deprecia até atingir um pico no sexto mês quando volta a se apreciar atingindo seu menor valor no oitavo mês, a partir desse período passa a oscilar próximo a tendência com seu efeito se extinguindo no vigésimo mês, o efeito acumulado sobre a taxa de câmbio é ligeiramente negativo, ou seja, a moeda se aprecia ligeiramente ao fim de vinte meses.

Podemos observar que os resultados encontrados são diferentes daqueles que analisamos na primeira especificação do modelo. Os índices de preços, a produção industrial e a dívida pública se comportam de maneira semelhante, no entanto a variável DPTAX mostra comportamento oposto. Esse tipo de diferença quando comparamos especificações nos indicam que o modelo não é tão estável quanto poderia se desejar. Uma possível justificativa para esses resultados seria o fato de as séries apresentarem evidência de cointegração entre elas, o que poderia nos levar a estimar erroneamente os coeficientes do VAR. Para isso realizamos mais uma estimação de cada versão do modelo utilizando-se de um vetor de correção de erros conhecido como VEC, as

funções impulso resposta relativas a versão VEC do modelo agregado se encontram na figura 5.

Ao analisarmos a figura 5 observamos que a resposta da variável DIPCA a uma variação em DSELIC é positiva e mais forte do que o anteriormente observado nas outras versões do modelo. A produção industrial (DPRODINDSA) reage de maneira diferente alternando reações positivas e negativas, o efeito acumulado sobre essa variável é negativo e de grande magnitude. A variável DDIVIDA também mostra oscilação inicialmente, no entanto se mantém positiva após o oitavo mês, o efeito acumulado sobre essa variável é positivo e muito forte. A variável DPTAX mostra uma pequena variação negativa até o segundo mês, após esse período se deprecia fortemente até o quinto mês posteriormente voltando a se apreciar, após o sétimo mês a variável oscila perto da tendência, ao contrário do que indicaria a teoria econômica o efeito acumulado sobre o câmbio é positivo, ou seja, ocorre uma depreciação da moeda ao fim de vinte meses.

Figura 5



Observaremos agora as funções impulso resposta da versão desagregada do modelo VEC (figura 6), da mesma maneira que fizemos anteriormente no modelo VAR buscaremos analisar com maior detalhe o efeito de um aumento da Selic sobre os diferentes grupos que compõem o IPCA. No caso do VAR desagregado vale lembrar que observamos um forte aumento dos preços administrados e reduzido efeito sobre os comercializáveis e não comercializáveis.

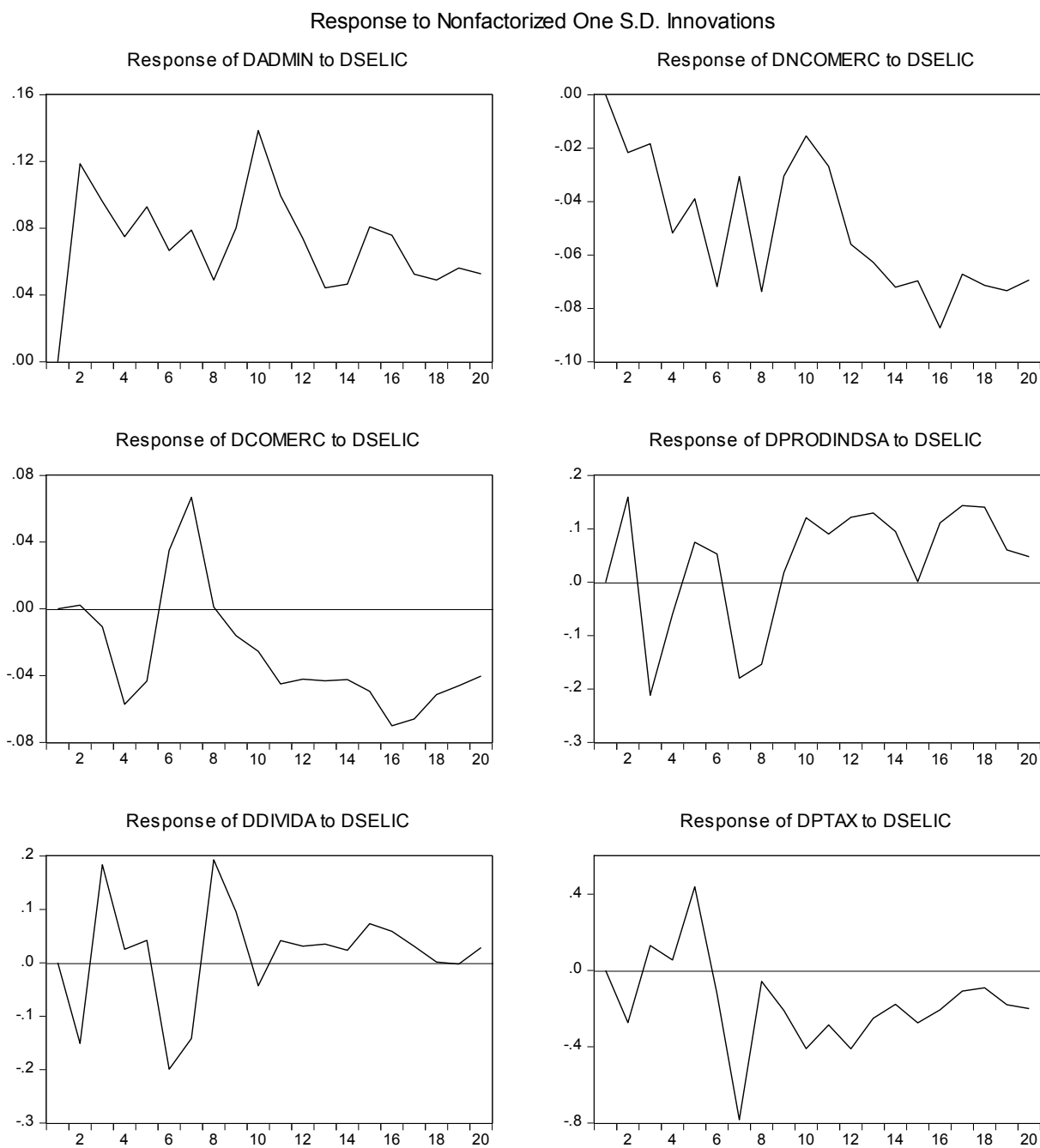


Figura 6

De acordo com a figura 6 podemos observar que o efeito de um incremento na taxa básica de juros (DSELIC) eleva o nível dos preços administrados (DADMIN) de forma oscilante, no entanto sempre positiva. Já os itens não comercializáveis (DNCOMERC) mostram comportamento diverso, oscilando sempre negativamente. Os itens comercializáveis (DCOMERC) apresentam um comportamento negativo até o

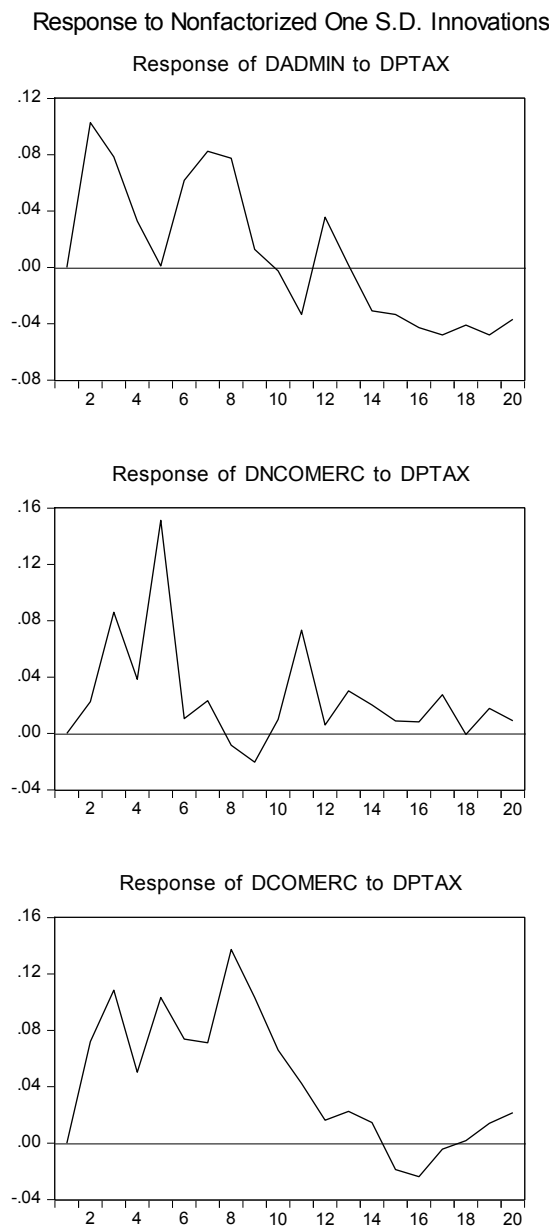
quarto mês quando voltam a crescer atingindo seu pico no oitavo mês, após esse período entra em uma trajetória negativa se mantendo dessa maneira. A produção industrial oscila fortemente após o choque monetário, no entanto possui períodos mais longos de crescimento, logo seu efeito acumulado é positivo contrariando o comumente aceito pela teoria econômica. A dívida pública (DDIVIDA) oscila fortemente até o décimo mês quando mantém uma trajetória positiva até se estabilizar no décimo oitavo mês, o efeito acumulado sobre a dívida pública é positivo e de grande magnitude. A variável PTAX mostra um comportamento predominantemente negativo, atingindo seu máximo no quinto mês e o seu mínimo no sétimo, quando analisamos o efeito acumulado observamos uma forte apreciação da moeda frente a um choque na taxa básica de juros.

Os testes realizados na primeira parte deste capítulo nos indicaram que a melhor especificação para o modelo seria a estimação de um VEC com o índice de inflação desagregado, devido a presença de cointegração entre as variáveis e por não apresentar evidência de heterocedasticidade na versão com o índice de inflação desagregado. No entanto, em todas as versões analisadas ocorreu a presença de um *“price puzzle”*. Esse resultado inicialmente não corroborado pela teoria econômica aparece na última versão do modelo apenas na variável DADMIN que representa o nível dos preços administrados. Os índices de preços livres (comercializáveis e não comercializáveis) se mostram negativamente relacionados com a taxa básica de juros. Esse resultado vai ao encontro do que foi exposto por Mendonça (2007), segundo o autor esse grupamento de itens teria uma baixa sensibilidade a política monetária pela maneira como seus preços são formados através de contratos com prazos maiores.

Os testes de causalidade de Granger também mostram que em nenhum dos casos a Selic causa em um sentido Granger o nível de preços administrados. Outro ponto importante evidenciado pelo teste foi o papel da taxa de câmbio que causa em um sentido Granger o nível dos preços comercializáveis, esse resultado evidencia o efeito que o câmbio pode gerar nos preços internos principalmente de itens que podem ser adquiridos e exportados no comércio internacional, além disso o teste nos mostrou que um dos causadores em um sentido Granger do nível de preços dos itens não comercializáveis são justamente os comercializáveis, juntamente com DDIVIDA e DPRODINDSA que representam a política fiscal e o nível de atividade econômica.

Desta forma, o modelo estimado nos sugere que a política monetária no Brasil tem mais efeito sobre o câmbio do que sobre os preços, sendo a taxa de câmbio o mecanismo pelo qual a política monetária atinge o seu alvo principal, o controle de preços. Para ilustrar esse pensamento apresentamos a seguir na figura 7 os efeitos que um aumento na taxa de câmbio gera nos índices de preços de acordo com a estimação VEC realizada anteriormente.

Figura 7



Como podemos observar, a relação entre a taxa de câmbio e os diferentes componentes do índice de inflação é predominantemente positiva. Ou seja, quanto mais desvalorizada a taxa de câmbio maior a variação dos preços. Esse resultado nos mostra que, de acordo com o modelo estimado, ao contrário da taxa básica de juros o câmbio tem o impacto esperado sobre os preços nos levando a crer que seja esse o principal canal de transmissão da política monetária.

De acordo com os resultados encontrados na estimativa VEC do modelo desagregado, a principal categoria de componentes do IPCA que geram o “*price puzzle*” são os itens administrados. Esse ponto foi explorado por Mendonça (2007: 437) onde justifica que devido à baixa sensibilidade dos itens administrados às condições de mercado e seu forte componente inercial, a política monetária teria pouco efeito sobre seu nível de preços. No entanto o que observamos em nossa estimativa é o impacto positivo e significativo que um choque monetário gera nessa variável. Conforme ressaltado por Araújo e Modenesi (2013: 111), uma possível justificativa para esse fenômeno seria a presença de um canal de custos na transmissão da política monetária¹⁷ no qual um aumento da taxa básica de juros levaria a um aumento dos preços devido a condições específicas de demanda e poder de mercado. De acordo com essa visão os preços são formados por uma regra de *mark-up* sobre os custos de produção, levando ao aumento de preços causados pelo choque monetário. É interessante notar que justamente os preços administrados têm, geralmente, condições especiais de mercado caracterizadas por monopólios e demandas menos elásticas, como exemplos podemos citar a distribuição de energia elétrica e água, como também as tarifas do transporte público dos grandes centros urbanos.

O cenário descrito pelo modelo nos mostra que elevações da Selic geram pressões inflacionárias nos itens administrados do índice de inflação oficial, com isso ressaltamos o argumento exposto por Mendonça (2007) em que: “O problema não está em ter a taxa de juros como principal instrumento de combate à inflação, mas no seu uso indiscriminado para neutralizar todos os tipos de inflação. No caso dos preços administrados, a causa da inflação não está relacionada a um excesso de demanda, mas à capacidade de as empresas aumentarem seus preços mesmo quando a demanda está fraca (inflação administrativa ou de custos)” (Mendonça, 2007: 447). Sendo assim o autor conclui que a melhor opção para evitar parte dos males oriundos de uma política

¹⁷ Visão baseada no estudo realizado por Kalecki (1978).

monetária contracionista (conforme resultados encontrados na literatura) seria a adoção de um núcleo de inflação de maneira que se excluíssem os componentes transitórios atenuando os problemas advindos dos preços administrados e do câmbio, conforme sugerido também Bresser-Pereira e Nakano (2002).

Com base no estudo realizado neste capítulo e também nos trabalhos analisados no primeiro capítulo podemos observar uma baixa sensibilidade do IPCA à política monetária com a ocorrência inclusive de “*price puzzles*”, essa estabilidade nos resultados encontrados nos sugere que o mecanismo de transmissão da política monetária possui falhas. Esse pode ser um dos fatores que tornam a redução da taxa nominal de juros uma tarefa tão desafiadora. Outro ponto importante é o papel da taxa de câmbio, que além de ser amplamente afetada pela taxa de juros possui forte efeito nos preços internos, dessa maneira caracterizando uma situação em que a política monetária tem uma dupla finalidade. De acordo com Bresser-Pereira e Nakano (2002), esse seria um dos entraves para a redução da taxa básica de juros. Em nossa última especificação do modelo encontramos resultados diferentes dos apresentados pela literatura no tocante a resposta da produção industrial à um choque na Selic, ao contrário do que seria esperado não enxergamos forte impacto negativo nessa variável, no entanto o câmbio apreciado afeta essa variável negativamente mostrando o impacto secundário da política monetária sobre a atividade industrial.

Em trabalhos empíricos como este sempre está presente a possibilidade de má especificação do modelo ao não incluir variáveis que tenham efeito explicativo sobre os preços, embora seja uma possibilidade, este trabalho testou especificações alternativas (preços de commodities, risco e juros internacionais) sem obter mudanças significativas nos resultados encontrados. Sendo assim chegamos a conclusões semelhantes à de outros autores que evidenciam falhas no mecanismo de transmissão da política monetária. Para que seja possível decidir o melhor curso de ação para evitar esse tipo de problema esperamos que sejam realizados mais estudos específicos sobre esse tema, seja sobre a adoção de diferentes índices de preços que melhor representem as forças de mercado ou análises que nos mostrem os impactos que mercados concentrados podem ter sobre os preços e a maneira como são afetados pela política monetária.

CONCLUSÃO

Este trabalho teve como principal objetivo quantificar o impacto de uma alta na taxa básica de juros sob o nível de preços em seus diferentes grupamentos. Para realizar esse estudo inicialmente analisamos trabalhos publicados no Brasil com abordagens empíricas semelhantes as utilizadas no presente trabalho, após verificar uma regularidade nos resultados principalmente no tocante a baixa sensibilidade da inflação a ações de política monetária e a ocorrência de resultados inicialmente não corroborados pela teoria econômica (os chamados “*puzzles*”) iniciamos nossa estimação do modelo autorregressivo utilizando-se de uma metodologia semelhante a empregada por Luporini (2008) e Modenesi (2013). No entanto, com o intuito de obter maiores detalhes sobre o mecanismo de transmissão da política monetária desagregamos o índice de inflação em três grupos, administrados, comercializáveis e não comercializáveis. Após vários testes de diferentes especificações e robustez chegamos ao que entendemos ser a melhor versão do modelo, que emprega o índice de inflação desagregado, uma amostra maior e mais atual e ao contrário dos outros autores analisados utilizamos um modelo VEC ao invés de um VAR.

De acordo com o modelo estimado um aumento na taxa básica de juros gera um efeito acumulado: positivo nos preços administrados, negativo nos itens não comercializáveis e não comercializáveis, positivo na produção industrial, positivo sobre a dívida pública como proporção do PIB, negativo sobre o câmbio. Embora o resultado sobre a produção industrial seja contrário ao esperado pela teoria econômica verificamos que o efeito secundário da política monetária sobre o câmbio acaba por afetar negativamente a produção industrial.

Analisando os resultados chegamos à conclusão de que o “*price puzzle*” observado é oriundo dos preços administrados que se aceleram fortemente com o aperto monetário, em nossa análise a justificativa para esse fenômeno seria a existência de um canal de custos nesse tipo de mercadoria que ao elevar os juros os custos de produção desses itens cresceriam, afetando dessa maneira os preços. Esse argumento se torna mais forte quando observamos que esse tipo de item geralmente é caracterizado por condições especiais de mercado como descrito no trabalho exposto por Kalecki (1978).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

ARAÚJO, Eliane; MODENESI, A. M. Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma Avaliação com Base em um Modelo VEC. **II Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira**, 2009.

BARRO, R. Unanticipated money growth and unemployment in the United States. **American Economic Review**, v. 67, n.2, p. 101-115, 1977.

BARTH, M.; RAMEY, V. The cost channel of monetary transmission. **NBER Working Paper** No. 7675, 2000.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economic Perspective**, v.9, n.4, p. 27-48, 1995.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Uma estratégia de desenvolvimento com estabilidade. **Revista de economia política**, v. 22, n. 3, p. 146-177, 2002.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?. **Handbook of macroeconomics**, v. 1, p. 65-148, 1999.

COCHRANE, J. H. Shocks. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy** 41, p.1-56, 1994.

COCHRANE, J. H. What do the VARs mean? Measuring the output effects of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 41, n. 2, p. 277-300, 1998.

COOK, T.; HAHN, T. The effect of changes in the Federal Funds rate target on market interest rates in the 1970s. **Journal of Monetary Economics**, 24, p. 331-51, 1989.

DE MELO MODENESI, André et al. Price Stability under Inflation Targeting in Brazil: Empirical analysis of the monetary policy transmission mechanism based on a var model, 2000-2008. **Investigación Económica**, v. 72, n. 283, 2013.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica: journal of the Econometric Society**, p. 251-276, 1987.

- FRIEDMAN, M.; SHCWARTZ, A. **A monetary history of the United States**, 1867-1960. Princeton, NJ: Princeton University Press, 1963.
- KALECKI, M. Teoria da Dinâmica Econômica. In: P.Singer, org. **Keynes/Kalecki**. São Paulo, Abril Cultural. Coleção Os Pensadores, 1978.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis. **Estudos Econômicos, São Paulo**, v. 38.n.1, p. 7-30, 2008.
- MENDONÇA, Helder Ferreira de. Metas de inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, v. 27, n. 3, p. 107, 2007.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil. **Working Paper Series 33**, Banco Central do Brasil, 2001.
- MODENESI, André de Melo. Regimes monetários: teoria e a experiência do real. **São Paulo**, p. 296-396, 2005.
- MODENESI, Andre de Melo; MODENESI, Rui Lyrio. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil pós-Plano Real: uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Política**, v. 32, n. 3, p. 389-411, 2012.
- PEERSMAN, G.; F. SMETS, F. The monetary transmission mechanism in the Euro area: more evidence from VAR analysis. **European Central Bank**, Working Paper 91, 2001.
- REICHENSTEIN, W. The impact of money on short-term interest rates. **Economic Inquiry**, v. 25, n.11, p. 67-82, 1987.
- ROMER, C.; ROMER, D. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. **NBER Macroeconomics Annual** 4, p. 121-170, 1989.
- SARGENT, Thomas J.; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal reserve bank of minneapolis quarterly review**, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.
- SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n.5, p.975-1000, 1992.