

Um modelo alternativo ao Novo Consenso para economia aberta: evidências para a economia brasileira no período 1999 – 2014

Ricardo Summa*
Roberto Santolin**

Resumo: O objetivo deste artigo é avaliar empiricamente a validade de uma explicação teórica alternativa sobre como funciona de fato o SMI no Brasil. Nesse modelo teórico alternativo, a inflação é principalmente de custos (e portanto não é de demanda) e seu controle é feito via variação da taxa de câmbio, que em ultima instancia responde a taxa de juros básica fixada exogamente pelo Banco Central. Utilizaremos um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) para avaliar se os dados da economia brasileira corroboram os canais de transmissão de curto e longo prazo propostos em modelo teórico alternativo. Os resultados do modelo estimado apontam para a importancia do canal de custo da inflação e da política de determinação da taxa de juros para o controle da inflação via mudanças na taxa de câmbio e na inflação importada (em R\$).

Palavras-chave: Metas de Inflação; Taxa de Câmbio; Modelo de Vetor Autorregressivo (VAR).

JEL: E1; E3; E4.

1. Introdução

O Sistema de Metas de Inflação (SMI) foi adotado no Brasil em meados de 1999, fixando uma meta anual de inflação a ser perseguida. O arcabouço teórico que inspirou diversos governos a adotarem o SMI no mundo é o chamado modelo do Novo Consenso em política macroeconômica (Blinder (1997), Romer (2000)). Segundo essa visão, a principal fonte de pressão inflacionária é de demanda agregada, e a curva de Phillips é do tipo aceleraconista. O principal instrumento do banco central para controlar a aceleração da inflação é a manipulação da taxa básica de juros, que devido ao efeito sobre a taxa real de juros da economia, impacta a demanda agregada, e assim o hiato do produto.

No Brasil, o SMI completou o ano de 2014 com relativo sucesso quando o critério de avaliação é o cumprimento da meta inflacionária. Dos quinze anos em que vigora, por 12 anos

* Doutor em Economia pela IE/UFRRJ e Professor Adjunto do IE/UFRRJ, email: ricardo.summa@ie.ufrj.br

** Doutor em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG e Professor Adjunto da UFRRJ/ITR, email: robertosantolin@gmail.com

o BC conseguiu manter a inflação dentro do intervalo da meta estabelecida¹. Tal resultado foi conseguido com a manutenção de uma taxa de juros nominal na maior parte do tempo bem acima da taxa internacional (já descontado o risco soberano, ver Cieplinski et al (2015)) com resultados distributivos não neutros devido ao comportamento da taxa de câmbio (Summa e Serrano, 2015). Por outro lado, não parece ter havido uma relação tão sistemática entre hiato do produto e inflação e a taxa de câmbio parece importante para explicar a dinâmica inflacionária (Brabosa-Filho (2008), Serrano (2010), Summa (2011), Braga (2013), Bastos, Jorge e Braga (2015), Summa e Macrini, (2014), Summa e Braga (2016)).

O objetivo deste artigo é avaliar empiricamente a validade de uma explicação teórica alternativa sobre como funciona de fato o SMI no Brasil. Nesse modelo teórico alternativo, a inflação é principalmente de custos (e portanto não é de demanda) e seu controle é feito via variação da taxa de câmbio, que em última instância responde a taxa de juros básica fixada exogenamente pelo Banco Central. Utilizaremos um modelo de Autorregressão Vetorial (VAR) para avaliar se os dados da economia brasileira corroboram os canais de transmissão de curto e longo prazo propostos em modelo teórico alternativo.

O artigo se articula em mais três seções, além dessa introdução e da conclusão. Na seção 2, apresentaremos o modelo teórico, alternativo ao modelo do Novo Consenso para economia aberta. Na terceira seção, discutiremos os dados utilizados e o modelo VAR a ser utilizado para estimar a relação entre as variáveis. A seção 4 discutirá os resultados da estimação do modelo.

2. O modelo teórico

O modelo teórico proposto segue a mesma estrutura do Novo Consenso para economia aberta, porém com alterações nas hipóteses de determinação da capacidade produtiva, da curva IS, da curva de Phillips, e da determinação da taxa de câmbio. Nesse sentido, ele busca mostrar que ao alterar algumas hipóteses do modelo do Novo Consenso, em economia aberta, os

¹ Sem contar o ano inicial de 1999 e levando em conta que a meta foi mudada em alguns anos no decorrer do próprio ano. A inflação ficou acima da meta no triênio 2001-2003.

resultados em termos de crescimento da capacidade produtiva e canais de transmissão da inflação diferem bastante dos resultados do modelo do Novo Consenso².

2.1. Determinação da taxa de câmbio nominal

Para analisar a determinação da taxa de câmbio é preciso analisar o Balanço de Pagamentos (*BP*) de economia em questão. O saldo do Balanço de Pagamentos vai depender do saldo da Conta Corrente (*CC*) e da Conta de Capital, sendo que pode-se dividir esta última em fluxos de capital de curto (*F_{CP}*) e longo prazo (*F_{LP}*).

$$(1) BP = CC + F_{LP} + F_{CP}$$

No caso da taxa de câmbio ser flexível, o saldo do Balanço de Pagamentos deve ser igual a zero, ou seja, o saldo em conta corrente deve igualar o saldo na conta de capital:

$$(2) F_{CP} = -CC - F_{LP}$$

Supõe-se que os Fluxos de capital de longo prazo são variáveis exógenas. Resta, portanto, analisar os determinantes dos fluxos de capitais de curto prazo e do saldo da Balança Comercial. Os fluxos de capitais de curto prazo dependerão de uma constante (*F*), e do diferencial entre a taxa de juros doméstica (*i*) e a externa (*i^w*), descontado o “risco soberano” (*ρ*) e a expectativa de depreciação (ou apreciação) da moeda ($e_{+1}^e - e$), enquanto o saldo da em Conta Corrente (*CC*) dependerá da taxa de câmbio real (quanto mais desvalorizada a taxa de câmbio real, maior o saldo e vice-versa).

$$(3) F_{CP} = F + \delta(i - (i^w + \rho + (e_{+1}^e - e)))$$

É importante notar que não é necessário que a taxa de juros interna seja igual à expressão entre parêntesis, ou seja, o governo pode fixar a taxa de juros acima da internacional (acrescida do risco e das expectativas sobre o câmbio) caso queira estimular a entrada de

² Nos últimos tempos, cresceu a quantidade de modelos que buscam alterar algumas hipóteses do modelo de do Novo Consenso e chegam a resultados diferentes, para economia fechada. Ver Setterfield (2004), Lavoie e Kriesler (2005), Lavoie (2006), Aspromorgous (2007), Serrano (2006), Summa (2010) e Setterfield (2015). Para economia aberta, ver Cordero (2008) e Vera (2014).

fluxos de curto prazo e a consequente apreciação da moeda. Em outras palavras, a taxa de juros interna é determinada exogenamente pelo banco central³.

Supondo também exógenas a taxa de juros internacional e o risco soberano, resta apenas discutir os determinantes da expectativa cambial para resolver o problema da determinação da taxa de câmbio⁴.

Com relação à expectativa cambial, e_{+1}^e , assume-se que esta é, pelo menos em parte, endógena e dependente da evolução da taxa de câmbio nominal ocorrida no passado recente. Em parte, pois as expectativas podem sofrer mudanças exógenas, decorrente de notícias boas ou más sobre variáveis que influenciem a opinião dos agentes que fazem transações no mercado de câmbio.⁵ A melhor maneira de descrever esse processo é a utilização de um componente endógeno para as expectativas, do tipo adaptativo, e um choque exógeno φ , que incorpora as novidades sobre as variáveis relevantes para a formulação de expectativas dos agentes:

$$(4) e_{+1}^e = e^e + b(e_{-1} - e^e) + \varphi, \text{ com } b \leq 1.$$

Com o propósito de simplificação, suponha $b = 1$ e $\varphi \sim iid$, dessa maneira, a expectativa sobre a taxa de câmbio depende sistematicamente apenas da taxa de câmbio passada⁶.

$$(5) e_{+1}^e = e_{-1} + \varphi$$

³Sobre a taxa de juros exógena, ver Serrano e Summa (2013). Sobre a idéia de uma taxa de juros exógena mesmo em economia aberta, ver Lavoie (2000,2001), Pivetti (2001) e Serrano e Summa (2015).

⁴ Há trabalhos que mostram que a própria taxa básica dos EUA pode afetar o tamanho dos fluxos brutos de capitais e assim a situação da liquidez internacional, e isso reflete por exemplo no risco soberano (Rey, 2015). Não incluímos esse fator em nosso modelo teórico explicitamente, mas na estimação empírica iremos incorporar tanto a taxa básica dos EUA quanto o risco soberano em nosso diferencial de juros.

⁵ Isso porque a moeda estrangeira pode ser vista como um ativo cujo preço os agentes podem especular. No caso de uma apreciação da moeda doméstica, os agentes podem esperar uma nova apreciação no futuro e, dessa maneira, evitar a compra hoje já que se espera que o preço diminuirá no futuro. Isso tem o efeito de apreciar ainda mais a moeda, pois quem tem a moeda estrangeira irá tentar vender esta (já que espera que seu preço cairá), mas os compradores só comprarão a um preço menor. Como consequência, processos de valorização da moeda tendem a gerar expectativas de novas valorizações e, conseqüentemente, novas valorizações, o mesmo valendo para processos de desvalorização.

⁶ O parâmetro φ pode refletir choques sobre o balanço de pagamentos, como, por exemplo, a situação da liquidez internacional ou da solvência do país em moeda forte (reservas internacionais).

A taxa de câmbio dependerá, portanto, das expectativas sobre a taxa de câmbio, do diferencial de juros, do “risco soberano” e choques exógenos.

$$(6) e - e_{-1} = -(i - i^w - \rho) + \varphi$$

A equação (6) determina tanto o equilíbrio do Balanço de Pagamentos quanto o nível da taxa de câmbio corrente.

Assim, existe uma relação entre a variação da taxa de câmbio nominal e o nível do diferencial de juros, o que significa que um diferencial de juros constante e positivo leva a uma constante apreciação da taxa de câmbio. Isso ocorre justamente pelo efeito das expectativas sobre a dinâmica na determinação da taxa de câmbio⁷.

2.2 Curva de Phillips para economia aberta

Parte-se da curva de Phillips para discutir os determinantes da taxa de inflação. No entanto, inclui-se um componente da curva de Phillips que incorpora as pressões de custo e conflito distributivo sobre a taxa de inflação, relacionado ao impacto direto do juros sobre a inflação, ao menos no curto prazo⁸.

$$(7) \pi = a\pi_{-1} + b(Y - Y^*) + \vartheta\Delta i + \theta(\Delta e + \pi^w), \text{ com } a \leq 1$$

Sendo π a taxa de inflação; π_{-1} a inflação defasada; $(Y - Y^*)$ o hiato do produto; Δi a variação da taxa de juros; Δe denotando a variação da taxa de câmbio nominal e π^w a inflação dos produtos transacionados com o exterior (medidos em moeda estrangeira); e θ um parâmetro que reflete o peso dos bens *tradables* no índice de preços⁹. Assim como Serrano (2007) e Setterfield (2004) supõe-se que o parâmetro “ a ” que capta a inércia inflacionária e as

⁷ É importante notar que este resultado é diferente daqueles produzidos por modelos que utilizam a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para determinação da taxa de câmbio, como por exemplo o modelo empírico de metas de inflação do BACEN (Bogdanski e outros (2000)), no qual existe uma relação entre variação do câmbio com variação do diferencial de juros, portanto no caso do modelo do BACEN um aumento no diferencial de juros leva a uma apreciação *once and for all* na taxa de câmbio. Para uma estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros e uma interpretação de sua falha empírica para o Brasil, ver Cieplinski, Braga e Summa (2015)

⁸ Para a derivação dessa curva de Phillips, ver Summa (2016).

⁹ Os bens *tradables* se referem tanto aos bens finais quanto aos insumos que entram no custo de produção de bens finais captados pelos índices de preços.

expectativas é menor do que um, ou seja, nem toda a inflação passada é repassada para os preços correntes^{10,11}.

Com relação à inflação importada, esta depende tanto da inflação dos produtos transacionados com o exterior quanto da variação da taxa de câmbio nominal.¹²

Além da inércia inflacionária e expectativas, a taxa de inflação pode sofrer pressão inflacionária de acordo com o estado do hiato do produto, ou seja, da diferença entre produto efetivo e capacidade produtiva. Pode-se pensar que, se o produto estiver acima do potencial, os trabalhadores podem cobrar aumentos de salários nominais maiores, visando obter aumentos salariais reais¹³. Mas, no longo prazo, à medida que a capacidade produtiva se ajusta a demanda efetiva de longo prazo, o hiato se fecha e as pressões inflacionárias desaparecem.

Com relação ao conflito distributivo e seus efeitos no custo, segue-se Pivetti (1991), Lima e Setterfield (2010) e Serrano (2010b), que argumentam que mudanças na taxa de juros nominal (Δi) têm efeitos inflacionários tanto pelo efeito do custo financeiro (para empresas endividadas) quanto para o efeito de custo de oportunidade do capital (pois a margem nominal de lucros segue a taxa nominal de juros e, dessa maneira, também geram pressões inflacionárias). Para fechar o modelo é necessário discutir a política de fixação da taxa de juros nominal, bem como a relação de simultaneidade de longo prazo entre as variáveis usadas no modelo.

¹⁰ Alguns críticos à formulação *backward-looking* da curva de Phillips dizem que esta especificação não incorpora expectativas inflacionárias. Porém, a expectativa de inflação formada pelos agentes não implica automaticamente em aumentos em seus preços e salários. Os trabalhadores, por exemplo, podem ter expectativas sobre a inflação, mas conseguem reajustar seus salários dependendo de seu poder de barganha (Rowthorn, 1977), e tal reajuste pode ser menor que suas expectativas sobre a inflação futura. Além disso, as expectativas inflacionárias em geral são revistas pela própria inflação passada recente, e, logo, é difícil sustentar que as expectativas são exógenas. Uma boa aproximação para as expectativas inflacionárias é a própria inflação ocorrida no passado. Outra parte da explicação da inflação passada incluída na equação é a própria estrutura de produção de uma economia capitalista, com estrutura das cadeias produtivas do tipo insumo-produto, e a presença de contratos, muitas vezes com reajustes de preços segundo algum índice de inflação passada.

¹¹ Como mostram Serrano (1986) e Ros (1989), o parâmetro “ a ” da curva de Phillips é maior ou menor dependendo do estado do conflito distributivo.

¹² Cabe notar que, apesar do nome “inflação importada”, esta não se refere apenas ao preço dos produtos importados, tanto bens de consumo quanto intermediários e bens de capital, mas também ao preço dos produtos exportáveis pelo país, uma vez que os exportadores tendem a equalizar o preço de venda dos produtos no mercado interno com o preço que eles conseguem vender tais produtos no mercado externo.

¹³ Na linha do trabalho pioneiro de Phillips (1958), ver Palumbo (2015).

2.3. Taxa de Juros e Solução do Modelo no Longo Prazo

Supõe-se que a Autoridade Monetária (AM) persegue uma meta de inflação, π^T , e o faz pela manipulação da taxa básica de juros nominal (i). A AM aumentará a taxa de juros nominal sempre que a inflação estiver acima da meta e diminuirá a taxa nominal de juros sempre que a inflação estiver abaixo da meta:

$$(8) \quad i = i_{-1} + \gamma(\pi - \pi^T)$$

O parâmetro γ mostra a intensidade da resposta da AM frente a desvios da meta de inflação. Quanto maior tal parâmetro, mais forte é a resposta da AM.

Para obter a solução da inflação de longo prazo, parte-se da equação da curva de Phillips proposta. Supõe-se que o Hiato do Produto ($Y - Y^*$) responda a taxa de juros real *ex post* ($r = i - \pi$), que demonstra o efeito negativo desta variável para os gastos autônomos de consumo, investimento, além da taxa de câmbio real (ϵ), que demonstra o efeito de longo prazo desta variável sobre o *market share* das exportações do país nas exportações mundiais, além de uma parte de crescimento exógena α (que reflete o crescimento dos gastos do governo):

$$(9) \quad (Y - Y^*) = \alpha - \beta(i - \pi) + f \epsilon$$

Supõe-se que a taxa de crescimento da capacidade produtiva se ajusta à taxa de crescimento do produto (Serrano, (1995), Cesaratto, et. al. (2003), Freitas e Serrano (2015)). Dessa forma, o ajuste entre capacidade e demanda no longo prazo ocorre pelo ajuste da capacidade produtiva em direção a demanda efetiva de longo prazo. Consequentemente, no longo prazo o nível do produto potencial/capacidade produtiva (Y^*) se ajustará ao do produto efetivo¹⁴:

$$(10) \quad Y = Y^*$$

Assim, no longo prazo, a inflação dependerá das pressões decorrentes dos movimentos dos preços dos produtos transacionados com o exterior e da evolução da taxa de câmbio nominal,

¹⁴ Deve-se notar, entretanto, que existe um limite para o crescimento de longo prazo da capacidade produtiva liderado pela demanda (Serrano, Freitas e Bhering, 2015).

do coeficiente de repasse da inflação importada para a doméstica, θ , e do grau de inércia inflacionária. Com isso tem-se o seguinte sistema de equações:

$$(11) \Delta e = -(i - i^w - \rho)$$

$$(12) \Delta i = \gamma(\pi - \pi^T)$$

$$(13) \pi = \frac{\theta}{1-a} \cdot (\Delta e + \pi^w) + \frac{\vartheta}{1-a} \cdot \Delta i^{15}$$

Considera-se, pois, que as equações (6), (7) e (8) sejam caracterizadas como de curto prazo, tal que os parâmetros associados sejam resultado das imediatas decisões dos agentes econômicos. Por sua vez, no longo prazo, as equações resultantes (11), (12) e (13) influenciam-se mutuamente, tal interação é determinante em suas respectivas trajetórias de longo prazo.

Em outras palavras, o modelo propõe analisar em conjunto os efeitos macroeconômicos das variáveis *Diferencial do Juros* ($i - i^w - \rho$), do *Desvio da Meta* ($\pi - \pi^T$), e da *Inflação Importada* ($\Delta e + \pi^w$).

Em termos de sinais, os efeitos destas variáveis no longo prazo podem ser estabelecidos por meio da análise das inclinações esperadas, de acordo com os sinais dos coeficientes estabelecidos previamente.

Especificamente, espera-se que o efeito sobre a variável *Diferencial do Juros*, tenha relação negativa com o aumento da variável *Meta de Inflação*, e não seja diretamente afetada pela inflação importada, tal que:

$$(14) \frac{d(i - i^w - \rho)}{d(\pi - \pi^T)} \leq 0, \text{ se } \frac{d(i^w + \rho)}{d(\pi - \pi^T)} = 0$$

Quanto a variável *Inflação Importada*, considera-se que os desvios dos preços internacionais (π^w) sejam exógenas às variáveis presentes no modelo. Os parâmetros adotados sugerem as seguintes relações de longo prazo para choques sobre a variável *Inflação Importada*:

¹⁵ Se o processo gerador da inflação apresentar uma raiz unitária, isto é, $a = 1$, a equação (13) torna-se $\Delta \pi = \theta \cdot (\Delta e + \pi^w) + \vartheta \cdot \Delta i$. No entanto, com será apresentado os testes realizados indicam que a variável *Taxa de Inflação* usada no presente modelo é estacionária.

$$(15) \frac{d(\Delta e + \pi^w)}{d(i - i^w - \rho)} \leq 0; \text{ se } \frac{d\pi^w}{d(i - i^w - \rho)} = 0$$

$$(16) \frac{d(\Delta e + \pi^w)}{d(\pi - \pi^T)} = \frac{\partial \Delta e}{\partial \Delta i} \cdot \frac{\partial \Delta i}{\partial (\pi - \pi^T)} \leq 0; \text{ se } \frac{d\pi^w}{d(\pi - \pi^T)} = 0$$

Em termos dos sinais esperados da variável *Desvio da Meta*, obtém-se:

$$(17) \frac{d(\pi - \pi^T)}{d(i - i^w - \rho)} = \frac{\partial \pi}{\partial \Delta e} \cdot \frac{\partial \Delta e}{\partial (i - i^w - \rho)} + \frac{\partial \pi}{\partial \Delta i} \leq / \geq 0; \text{ se } \frac{d\pi^T}{d(i - i^w - \rho)} = 0$$

$$(18) \frac{d(\pi - \pi^T)}{d(\Delta e + \pi^w)} \geq 0, \text{ se } \frac{d\pi^T}{d(\Delta e + \pi^w)} = 0$$

Especificamente, na equação (17), propõe-se que $\frac{\partial \pi}{\partial \Delta e} \cdot \frac{\partial \Delta e}{\partial (i - i^w - \rho)} \leq 0$, por sua vez, como já

estabelecido, $\frac{\partial \pi}{\partial \Delta i} \geq 0$. Neste sentido, *à priori*, o sinal de $\frac{d(\pi - \pi^T)}{d(i - i^w - \rho)}$ está indefinido.

Sucintamente, o modelo prevê que a inflação de longo prazo é determinada pelas pressões dos preços dos bens comercializáveis definido na moeda internacional e pela variação da taxa de câmbio. Assim, existe um ritmo de variação cambial que garante com que a inflação fique na meta. Para alcançar tal ritmo de variação cambial compatível com a meta de inflação, existe uma taxa de juros doméstica, dadas a taxa de juros internacional, o risco soberano e os outros fatores externos, que coloca a inflação na meta.

Portanto, existe uma relação negativa entre a taxa de juros compatível com a meta inflacionária e a própria meta inflacionária. A inclinação dessa relação depende da inércia de inflação e do coeficiente de repasse da inflação importada para a doméstica e mudanças na inflação importada, taxa de juros internacional e risco país, e nos fluxos autônomos de capitais e saldos em conta corrente deslocam a posição dessa curva.

3. Dados e Modelo Econométrico

Os dados são mensais de janeiro de 1999 a dezembro de 2014, período que compreende o funcionamento do sistema de metas de inflação. As variáveis foram escolhidas baseadas no modelo teórico apresentado no presente trabalho. Foi utilizada a taxa de juros básica mensal

SELIC observada/over em termos anualizados (*SELIC*); a taxa de inflação nacional medida pelo IPCA mensal (*Taxa de Inflação*); o *Câmbio Nominal*. Estas variáveis foram obtidas diretamente no sítio do Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA)¹⁶.

A taxa de inflação dos bens importados (*Inflação Importada*) em R\$ leva em conta a variação dos índices de preços dos produtos importados pelo Brasil, calculado pela FUNCEX, e a variação da taxa nominal de câmbio.

Foi necessário ainda inserir uma variável para medir o nível do diferencial de juros interno, (*Diferencial do Juros*), referente a expressão $(i - i^w - \rho)$. Para tanto, utilizou-se a taxa de juros interna, *SELIC*, ao ano para representar i , a taxa de juros internacional, i^w , medida pela taxa de juros de curto prazo nos EUA, a FED Funds Rate (obtida no ECONOMAGIC), enquanto ρ mede a variação do chamado “risco Brasil”, calculado pelo EMBI-Br do JP Morgan (obtidas no PORTALBRASIL)¹⁷.

Elaborou-se a variável *Desvio da Meta*, por meio da diferença entre a acumulação mensal, de janeiro a dezembro, do IPCA em relação à meta de inflação anual, a qual foi desagregada mensalmente e acumulada de janeiro a dezembro até atingir o total da meta do ano. Tal variável é um indicador de uma possível reação do Bacen quando o IPCA do ano se afasta da meta de inflação estabelecida¹⁸. A variável meta de inflação foi obtida diretamente no sítio do BACEN¹⁹.

¹⁶ Os dados estão disponíveis em www.ipeadata.gov.br.

¹⁷ Os dados estão disponíveis em www.economagic.com e www.portalbrasil.net.

¹⁸ A decisão de incluir a variável “Desvio da Meta” parte do entendimento da literatura de Metas de Inflação, na qual sugere-se que o BC age segundo uma “Regra de Taylor”. Como as decisões do COPOM acerca da taxa SELIC são mensais, necessariamente, o COPOM deve se basilar em algum fator para aumentar ou reduzir a taxa SELIC. No presente artigo, optamos em gerar uma variável de inflação cumulativa, em relação a meta de inflação estabelecida, justamente que captasse o resultado da inflação ao longo do ano calendário da meta. A outra opção seria uma inflação acumulada dos últimos meses (ou seja, grande parte fora do ano calendário da meta de inflação) ou pela expectativa de inflação acumulada para os próximos 12 meses, que além de possuir forte correlação com a variável IPCA acumulado, também extrapola o ano calendário da meta estabelecida. Diante destas opções, acreditamos que uma inflação cumulativa, que mensura mês a mês o desvio da meta do ano calendário, poderia ser um bom indicador que balizasse as decisões do COPOM dentro de cada ano que a meta é estabelecida.

¹⁹ Dados disponíveis em www.bacen.gov.br. No caso brasileiro, a meta de inflação é do governo e não do BACEN. Contudo, as decisões de política monetária e a responsabilidade do cumprimento das metas são dos dirigentes do BACEN, representado pelo Comitê de Política Monetária (COPOM). As decisões do COPOM passaram a ter como objetivo cumprir as metas para a inflação definidas pelo CMN.

Para as pressões de demanda, calculou-se a variável *Hiato* do produto como a relação entre o Produto Interno Bruto calculado pelo BACEN, deflacionado pelo IGP-DI (preços setembro de 2002 = 1) dessazonalizado, e o produto potencial, calculado pelo filtro HP.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo VAR. Além disso, é apresentado também os testes de raiz unitárias das variáveis utilizadas no modelo VAR.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas e Teste de Raiz Unitária pelo método Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das variáveis utilizadas nas estimativas econométricas.

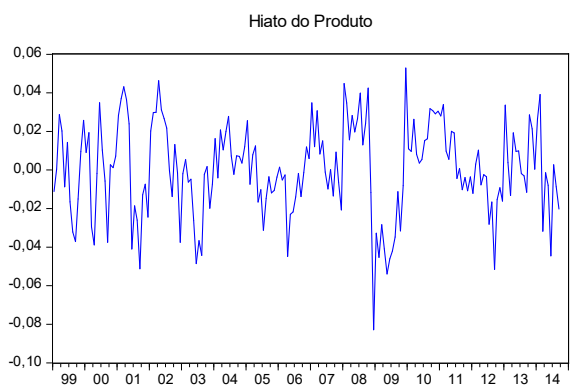
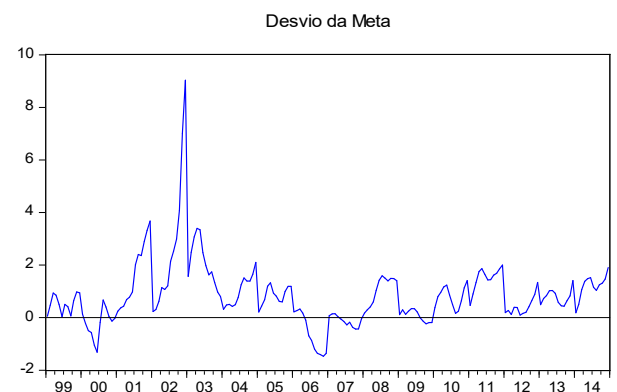
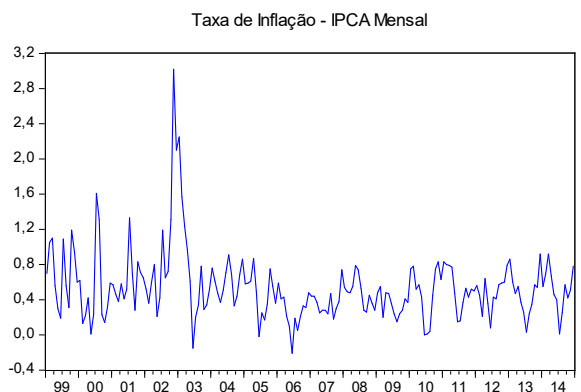
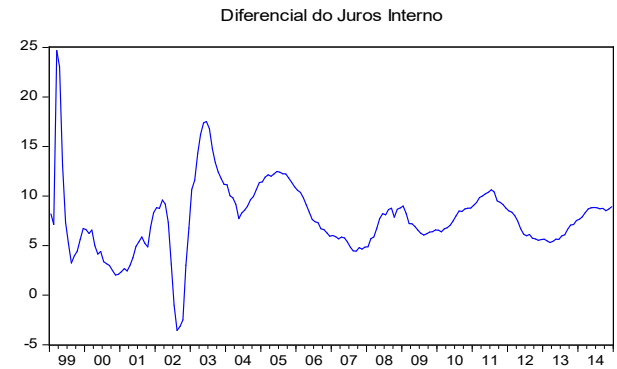
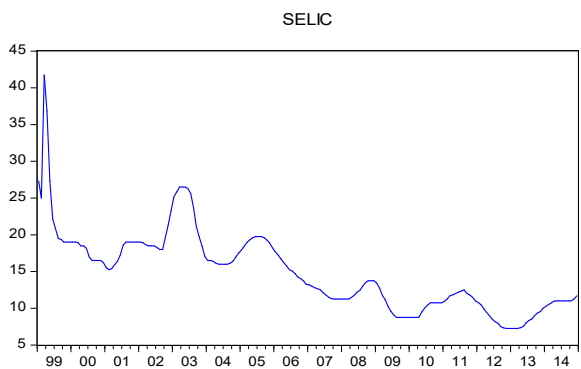
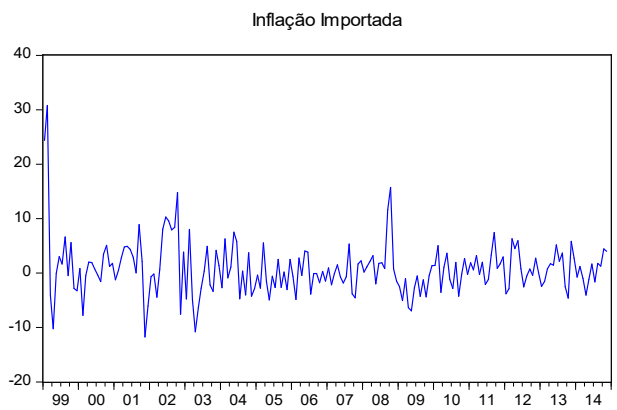
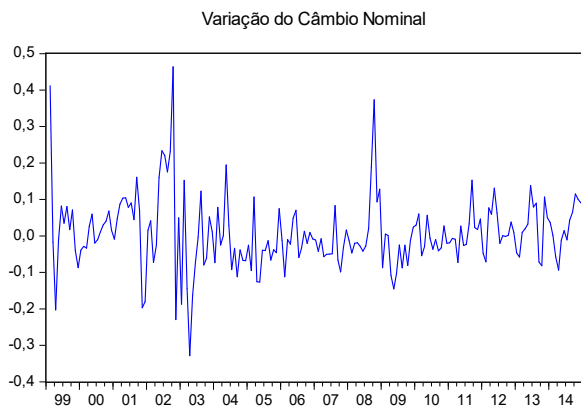
	Valores Absolutos				Primeira Diferença			
	Média	Desv. Pad.	<i>p</i>	Teste ADF	Média	Desv. Pad.	<i>p</i>	Teste ADF
<i>Câmbio Nominal</i>	2,200	0,478	7	-1,612	0,006	0,098	3	-5,389***
<i>Inflação Importada</i>	0,802	4,994	3	-7,803***	-0,107	5,686	0	-19,139***
<i>SELIC</i>	14,848	5,457	4	-3,419*	-0,081	1,590	0	-3,419***
<i>Diferencial do Juros</i>	7,749	3,636	13	-2,373	0,004	1,808	0	-10,672***
<i>Taxa de Inflação</i>	0,535	0,386	11	-2,923	0,000	0,333	0	-15,437***
<i>Desvio da Meta</i>	0,856	1,200	13	-2,425	0,010	0,778	0	-14,853***
<i>Hiato do Produto</i>	0,000	2,380	2	-4,658***	0,000	0,022	0	-18,061***

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1. O teste de raiz unitária das variáveis em nível foi realizado considerando intercepto e tendência, nas variáveis em primeira diferença apenas o intercepto;
 2. *p* é o número de defasagens usadas para o Teste ADF decidido pelo Critério de Akaike Modificado; e
 3. * significativo a 10%; ** significativo a 5%; *** significativo a 1%

Por sua vez, a Figura 1 apresenta o comportamento das séries temporais utilizadas na presente análise. As estatísticas do Teste Engle-Granger Aumentado (ADF) sugerem que as variáveis *Inflação Importada*, *Hiato do Produto*, e *SELIC* sejam estacionárias em nível, enquanto as outras variáveis são estacionárias após a primeira diferença. No entanto, a análise gráfica, a partir da Figura 1, sugere a possibilidade de mudanças estruturais das séries.

Figura 1 – Comportamento das séries temporais utilizadas nas estimativas econométricas, janeiro de 1999 a dezembro de 2014.



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Na presença de quebra estrutural, os testes são viesados na direção de não rejeição da hipótese de raiz unitária, conforme demonstra Perron (1989). Neste caso, optou-se em se realizar testes adicionais nas variáveis *Diferencial do Juros*, *Taxa de Inflação* e *o Desvio da Meta*.²⁰

Aparentemente, a variável *Diferencial do Juros* possui variações extremas, com mudanças em sua trajetória temporal a partir de agosto de 2002, o que poderia acarretar mudanças nas estimativas dos parâmetros de intercepto e de tendência da série; da mesma forma as variáveis *Taxa de Inflação* e *Desvio da Meta* aparentam possíveis quebras estruturais em outubro e dezembro de 2002, respectivamente.

Neste sentido, a Tabela 2 apresenta resultados pormenorizados de teste de raiz unitária por meio do Teste de Kwiatkowski, *et al.* (1992) (KPSS)²¹, e de Lee e Strazicich (2013) (LS1) considerando uma quebra estrutural endógena; e Lee e Strazicich (2003) (LS2) considerando duas quebras estruturais endógenas. Por sua vez, as possíveis quebras dos modelos LS1 e LS2 ainda são divididas em *LS-Crash* quando, por hipótese a quebra ocorre apenas no intercepto, e *LS-Break* quando a quebra estrutural ocorre no intercepto e na tendência do modelo. A hipótese nula do teste KPSS é de que as séries analisadas são estacionárias, enquanto a hipótese nula dos modelos LS1 e LS2 são da presença de raiz unitária nas variáveis analisadas.

O teste KPSS não rejeitou a hipótese nula de estacionariedade na variável *Diferencial do Juros*. Porém, rejeitou a hipótese nula de estacionariedade da variável *Taxa de Inflação* ao considerar tanto a presença de intercepto quanto de intercepto e tendência no modelo. Por sua vez, a variável *Meta de Inflação*, não rejeita a hipótese de estacionariedade ao nível de 10% de significância, muito embora o valor calculado do teste, 0,112, tenha ficado muito próximo do seu valor tabelado em 0,119.

²⁰ A opção em realizar o teste de raiz unitária simples, e depois com as quebras estruturais deve-se a crítica realizada por Perron (1989), em que na presença de quebra estrutural, os testes são viesados na direção de não rejeição da hipótese de raiz unitária. Neste caso, o objetivo foi apontar que embora o teste simples tenha indicado a existência da raiz unitária nas séries usadas no artigo, o Teste ADF é viesado na presença da quebra estrutural. Neste sentido, a apresentação do teste simples, e o posterior com quebras objetiva mostrar que não se deve confiar no Teste ADF sem se observar as características visuais das séries utilizadas.

²¹ O Teste KPSS possuem maior poder de teste do que o ADF aumentado na presença de um componente de médias móveis dos resíduos próximo ao círculo unitário.

Os testes LS1 e LS2, que consideram a possibilidade de quebra estrutural no modelo, reiteram o resultado do modelo KPSS para a variável *Diferencial do Juros*, isto é, a rejeitam a presença da raiz unitária ao considerar a possibilidade de quebra tanto no intercepto quanto na tendência (*LS-Break*) em janeiro de 2003 e julho de 2006. Da mesma forma, os testes LS1 e LS2 também rejeitaram a presença de raiz unitária nas variáveis *Taxa de Inflação* e *Desvio da Meta*.

Tabela 2 - Teste de Raiz Unitária pelo método KPSS, LS1 e LS2 das variáveis *Diferencial do Juros, Taxa de Inflação e Desvio da Meta*.

	Testes	Diferencial do Juros	Taxa de Inflação	Desvio da Meta
KPSS	Intercepto	0,089	0,399*	0,140
	Intercepto/Tendência	0,089	0,104*	0,112
LS-Crash	LS1	-3.442	-3.718*	-3.018
	Quebra 1- Intercepto	2002:11 -0.685	2005:05 -1.997**	2003:12 3.645***
	LS2	-3.7335 *	-4.437**	-3.535*
	Quebra 1- Intercepto	2002:11 -0.701	2002:12 3.845***	2003:12 4.061***
	Quebra 2- Intercepto	2006:04 -0.322	2005:05 -1.997**	2005:12 0.654
LS-Break	LS1	-4.207*	-4.105	-4.042
	Quebra 1 – Intercepto	2003:01 -2.600***	2003:08 2.597***	2002:12 -10.76***
	Quebra 1 – Tendência	2003:01 1.779*	2003:08 -3.433***	2002:12 2.607***
	LS2	-6.515***	-6.583***	-5.802**
	Quebra 1 – Intercepto	2003:01 -3.801***	2002:07 -3.597***	2002:10 5.721***
	Quebra 1 – Tendência	2003:01 4.998***	2002:07 5.531***	2002:10 -4.538***
	Quebra 2 – Intercepto	2006:07 0.561	2005:12 1.1465	2004:12 -3.397***
Quebra 2 – Tendência	2006:07 -3.095***	2005:12 -5.401***	2004:12 5.535***	

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1. Os valores críticos do Teste KPSS ao nível de 10%, 5%, e 1% considerando o modelo com intercepto e sem tendência são respectivamente, 0,347; 0,463; e 0,739. Os valores críticos ao nível de 10%, 5%, e 1% , considerando o modelo com intercepto e tendência são, respectivamente, 0,119; 0,146; e 0,216.

2. O número de defasagens usado nas estimativas no Teste LS foi feito pelo Critério de Akaike Modificado, as defasagens nas variáveis *Diferencial do Juros; Taxa de Inflação e Desvio da Meta*, foram respectivamente, 12, 11 e 13. 4. Os valores críticos para o Teste LM de raiz unitária com uma quebra estrutural pode ser obtido em Lee e Strazicich (2013), e com duas quebras endógenas em Lee e Strazicich (2003).

3. * significativo a 10%; **significativo a 5%; *** significativo a 1%

Diante das informações acerca da estacionariedade das séries optou-se pela estimativa do modelo de Autorregressão Vetorial (VAR), proposto por Sims (1990), sem análise de cointegração entre as variáveis, uma vez que as variáveis demonstram ser estacionárias. No entanto, as quebras estruturais identificadas foram adicionadas ao conjunto de variáveis exógenas como controle das regressões. Os desvios padrões apresentados na Tabela 1 são

utilizados como choques das análises impulso resposta alusivas ao impulso generalizado nas estimativas VAR.

Em um modelo VAR cada variável endógena é expressa como uma função linear de seus valores defasados e dos valores defasados das outras variáveis do sistema. O modelo básico de ordem p – VAR(p) – e de n variáveis tem a seguinte forma:

$$(19) y_t = c + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

onde $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$ é um vetor ($n \times 1$) de variáveis, c é um vetor ($n \times 1$) e A_i são matrizes ($n \times n$) de coeficientes a serem estimados; u_t é um vetor de erros ($n \times 1$), em que assume-se que $E(y_{t-j} u_t) = 0$ para todo j e $E(u_t u_t') = \Omega$ é não diagonal, ou seja, os erros podem ser correlacionados contemporaneamente, porém, são não correlacionados com seu valores defasados (Lütkepohl e Krätzig, 2004).

O interesse primário é a resposta do choque de uma unidade (um desvio padrão) das variáveis presentes no modelo nas outras séries contempladas no modelo VAR. Na literatura de séries temporais um choque é definido como uma mudança não esperada em alguma variável, tal que estatisticamente, impõe-se um choque de um desvio padrão no tempo t . As respostas simuladas da series sob investigação são então traçadas ao longo do horizonte futuro. O mapeamento desta resposta é referido como uma função impulso-resposta.

A tradicional ortogonalização impulso-resposta emprega a decomposição de Cholesky da matriz de covariância. Esta restrição impõe que um choque em uma das séries não possui efeito contemporâneo sobre as outras séries. Frequentemente, isto implica uma pressuposição não realística sobre os dados especialmente quando as séries são altamente interdependentes dentro do período do choque.

A metodologia generalizada de Pesaran e Shin (1998) e Koop *et al.* (1992) não impõe esta restrição, de tal forma que os resultados da função impulso-resposta generalizada são invariantes a qualquer reordenação das variáveis no VAR. Desta forma, a função impulso-resposta generalizada fornece resultados mais robustos do que os métodos de ortogonalização convencionais.

A proposta da função impulso-resposta generalizada parte da especificação do modelo VAR a partir da equação (19) escrito em formato compacto com a seguinte notação matricial:

$$(20) \quad y_t = c + \beta(L)y_t + u_t$$

Em que L denota um operador de defasagem.

Considera-se a seguinte representação em média móvel nas equações do modelo VAR, onde o termo constante é ignorado

$$(21) \quad y_t = \psi(L)y_t, u_t$$

A função impulso-resposta generalizada de y_i para o choque em uma unidade (um desvio padrão) em y_j é dado por:

$$(22) \quad \psi_{i,j,h}(L) = (\sigma_{ii})^{-1/2} (u'_j \Omega u_i)$$

Onde σ_{ii} é o i -ésimo elemento da diagonal de Ω , u_i é o i -ésimo vetor corresponde ao choque em um desvio-padrão, todos os outros elementos são iguais a zero; h é o horizonte futuro, no presente caso, mensurado em incrementos mensais.

Os modelos foram gerados seguindo duas especificações. A primeira considera as relações parciais das equações sugeridas pelos modelos (11), (12) e (13), isto é, estima-se cada equação e verifica-se as funções impulso-resposta fornecem os resultados propostos pela teoria. No segundo momento, estima-se o modelo VAR de longo prazo, isto é, estima-se em conjunto as equações (11), (12) e (13) e avalia-se, por meio das respostas acumuladas da análise da função impulso-reposta, se os resultados obtidos correspondem as inclinações apresentadas pelas equações de (14) a (18). Inclui-se no conjunto de variáveis exógenas as quebras estruturais, no intercepto na tendência, conforme resultado detectado a partir do Teste LS2 de raiz unitária, e 11 *dummies* sazonais referentes a cada mês do ano.

O número de defasagens utilizados na estimativa VAR foi escolhido a partir dos testes de especificação de acordo com os critérios de Akaike (AIC) e Schwarz (SC). Foi utilizado

também como critério de escolha o teste LM de autocorrelação, com intuito que de as estimativas não possuam resíduos autocorrelacionados²².

4. Resultado dos modelos VAR

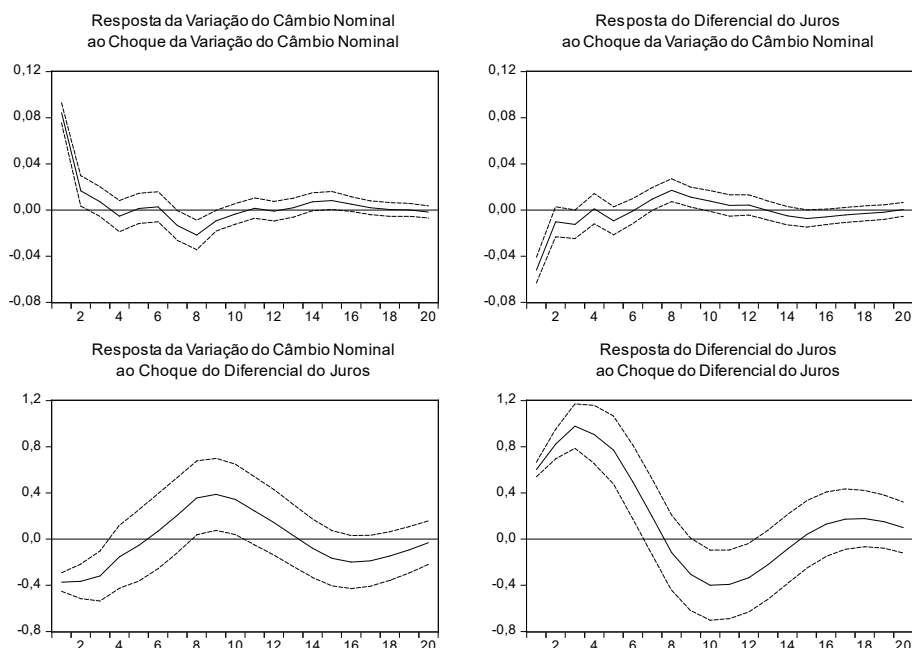
As Figuras de 2 a 4 mostram o efeito da resposta ao impulso do choque em um desvio padrão para as variáveis selecionadas. O efeito reposta é definido como um aumento temporário, exógeno e não esperado para um dado impulso ou choque.

A Figura 2 refere-se ao modelo (1), e avalia o comportamento entre as variáveis *Variação do Câmbio Nominal* e *Diferencial do Juros*. Como ambas variáveis foram consideradas estacionárias a partir dos testes realizados, o modelo VAR foi estimado com a séries em nível. A partir de 15 defasagens, o critério de Akaike apontou que a melhor especificação do modelo ocorre em 7 defasagens, enquanto o critério de Schwarz em 2 defasagens. Na estimativa do modelo, o Teste LM rejeitou a presença de autocorrelação dos resíduos em 7 defasagens, enquanto que em 2 defasagens a autocorrelação serial não foi rejeitada. Neste sentido, optou-se em se estimar o presente modelo VAR com 7 defasagens.

A Figura 2 aponta que o impulso em um desvio padrão da variável *Diferencial do Juros* possui resposta imediata da *Variação do Câmbio Nominal*. O choque de um desvio-padrão na variável *Diferencial do Juros*, em 7,74 pontos percentuais (p.p.), corresponde a uma queda de 0,05 da *Variação do Câmbio Nominal* no primeiro período horizonte de previsão da função impulso-resposta.

²² As decisões sobre o tamanho das defasagens foram rigorosas. Optaríamos pelo modelo com menos defasagens (quando o Critério de Akaike e Schwarz apresentassem resultados distintos) desde que a autocorrelação do modelo estivesse controlada. Infelizmente, na maioria dos modelos tivemos que optar pelo modelo com mais defasagens com o objetivo de eliminar a autocorrelação serial das estimativas.

Figura 2 – Resposta da variação da *Varição do Câmbio Nominal* e *Diferencial do Juros* a choques nas variáveis - Resposta Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.

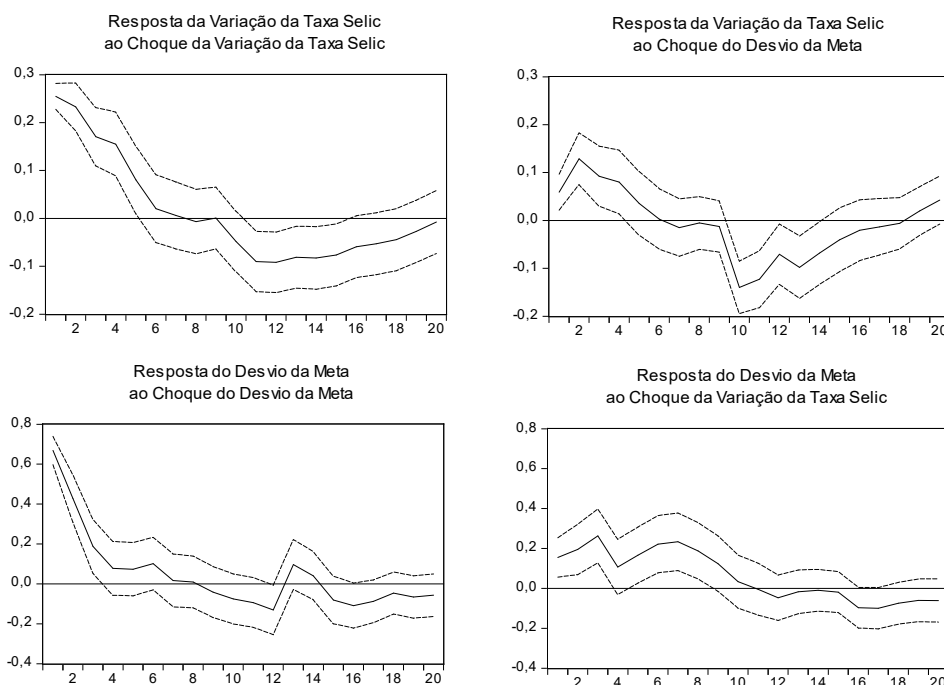


Fonte: Elaboração Própria

Por sua vez, o choque de um desvio padrão em 0,098 na *Varição do Câmbio Nominal* esteve correlacionado a uma queda inicial do *Diferencial do Juros* em 0,4 pontos percentuais. Observa-se que a partir do sexto período o efeito da desvalorização do câmbio esteve correlacionado ao crescimento do *Diferencial do Juros*. Neste caso, a estimativa aponta que a desvalorização cambial não está correlacionada a uma resposta imediata por parte do BACEN quanto ao aumento da *SELIC* em valores proporcionalmente maiores que juros do FED mais o risco país. Uma hipótese a ser considerada é de que a resposta do *Diferencial do Juros* esteja correlacionada com o *Desvio da Meta*, conforme prevê o modelo de longo prazo.

Para a estimativa do modelo de Taxa de Juros (modelo (12)), na Figura 3, o critério de Akaike apontou o ajuste do VAR em 13 defasagens, enquanto o critério de Schwarz para 4 defasagens. Optou-se pelo modelo com 13 defasagens, em razão do Teste LM de autocorrelação não rejeitar a hipótese de autocorrelação serial em 4 defasagens, enquanto a hipótese da presença de autocorrelação serial foi rejeitada em 13 defasagens.

Figura 3 – Resposta da Variação da *SELIC* e *Desvio da Meta* a Choques nas Variáveis - Resposta Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração Própria.

As avaliações impulso-reposta apresentadas na Figura 3 apontam que o Bacen reponde com o aumento da taxa de juros mediante o choque da variável *Desvio da Meta*, este crescimento foi estaticamente significativo neste modelo VAR até a quarta defasagem. Por sua vez, o choque da variável *SELIC* esteve relacionado, nos primeiros períodos, com o aumento do *Desvio da Meta*. Neste caso, o resultado aponta para a presença do fenômeno conhecido como *Price Puzzle*, ou seja, que aumentos na taxa de juros nominal aumentam a inflação. Nossa interpretação desse fenômeno segundo nosso modelo teórico estabelece que a taxa de juros exerce pressões de custo financeiro e de oportunidade sobre o capital²³.

²³ Existem outras possíveis explicações teóricas para esse fenômeno, como por exemplo que ele é decorrente da existência de defasagens no efeito da política ou de expectativas. Nossos testes não apontam para a validação de nenhuma explicação, apenas que o fenômeno parece ocorrer segundo nossas estimações a partir dos dados da economia brasileira.

Para a estimativa das variáveis que compõe a dinâmica de curto prazo da variável *Taxa de Inflação* relativa à equação (13), optou-se, inicialmente, pela estiva do modelo VAR com as variáveis em nível. A partir de 15 defasagens o critério de Akaike apontou o número de 5 defasagens como o adequado ao ajuste do modelo, enquanto o critério de Schwarz apontou para 2 defasagens. No entanto, o Teste LM não rejeitou a presença da autocorrelação serial, em nenhum dos dois casos. Ao se aumentar o número de defasagens para eliminar a autocorrelação serial, houve o inflacionamento do desvio padrão na estimativa da função impulso-resposta, o que tornou as avaliações impulso-resposta não estatisticamente diferentes de zero.

Para contornar este problema, o modelo VAR relativo a equação (13) foi estimado com variáveis em primeira diferença. A partir de 15 defasagens o critério de Akaike apontou o número de 5 defasagens como o adequado ao ajuste do modelo, enquanto o critério de Schwarz apontou para uma defasagem. No entanto, apenas a partir da oitava defasagem o Teste LM a rejeitou a presença da autocorrelação serial. Mantendo o rigor das estimativas apresentadas, optou-se em estimar o modelo com 8 defasagens.

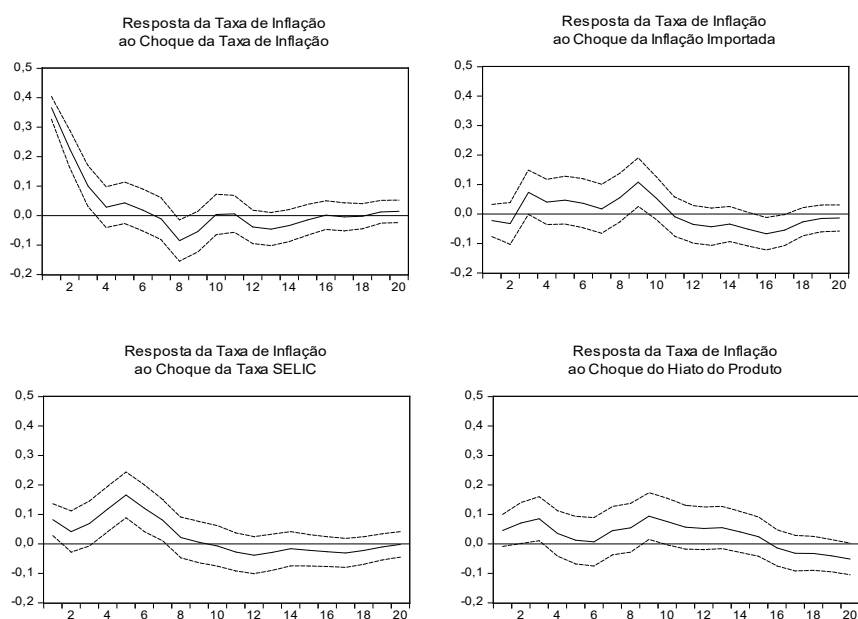
A Figura 4 reporta o resultado do modelo VAR específico à dinâmica inflacionária, relativa à equação (13)²⁴. A função resposta relativa à variável inflação mensal aponta que choques autônomos da inflação defasada possuem uma persistência de até 3 meses sobre a inflação mensal futura. Observa-se que há uma relação positiva e significativa, no quinto período. Por sua vez, estimou-se que o choque de um desvio padrão da *Inflação Importada* e do *Hiato do Produto* possuem efeitos semelhantes, positivos, e estatisticamente significativos no nono período.

Cabe destacar que os modelos VAR apresentados até o momento tiveram o objetivo de avaliar se as hipóteses iniciais apresentadas nas equações não agregadas de fato apresentariam os efeitos propostos. Neste sentido, embora observa-se alguns resultados de interesse, sobretudo, a respeito da dinâmica inflacionária e da reação do Bacen quanto as decisões de juros; ou ainda como os juros se relaciona com o câmbio e a própria taxa de inflação; os modelos

²⁴ Devido a limitação da análise dos resultados deste modelo VAR, optou-se em não reportar os resultados impulso-resposta das outras variáveis.

apresentados são dinamicamente incompletos para se explicar o papel da política monetária no controle da inflação.

Figura 4 – Resposta da Variação da Taxa de Inflação a Choques nas Variáveis - Resposta Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.

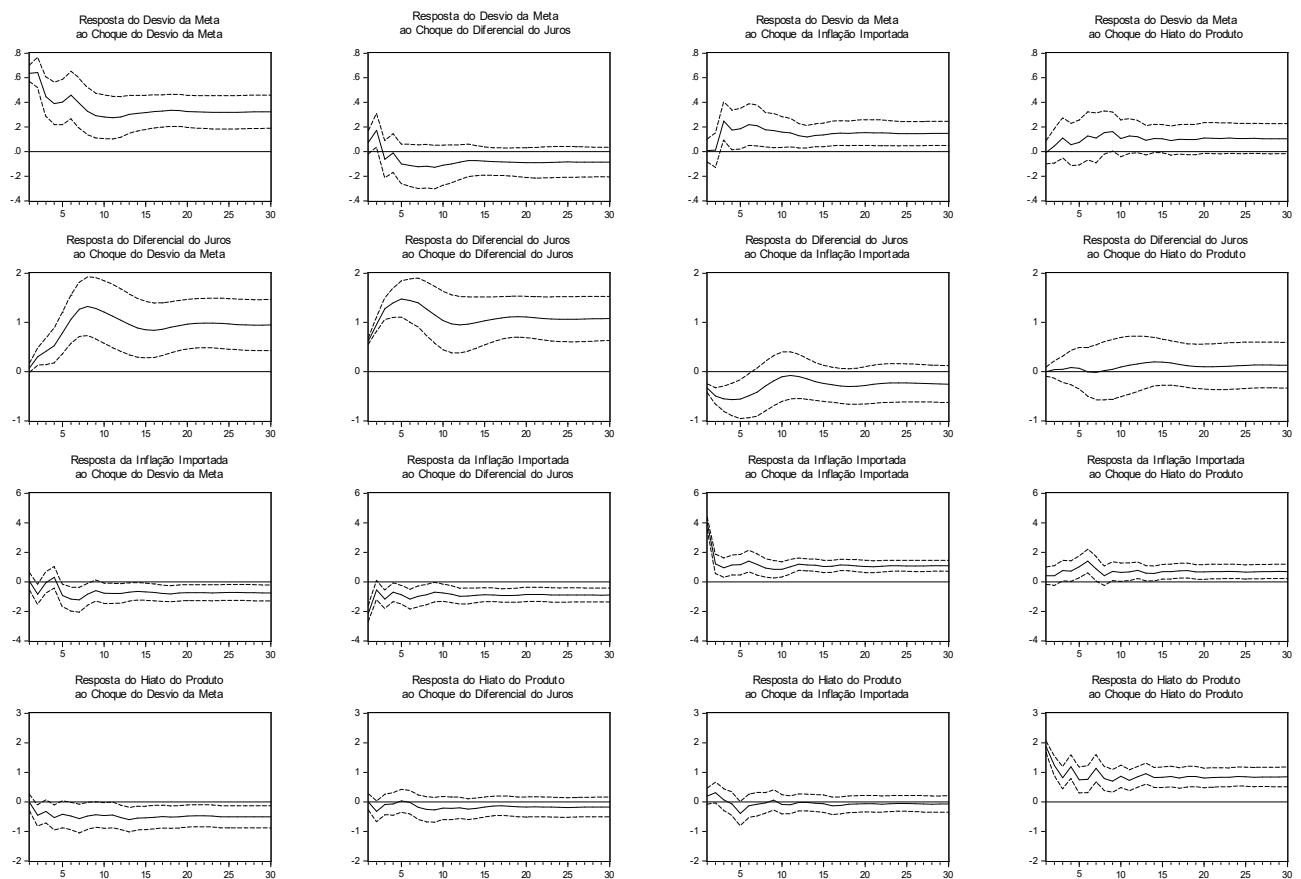


Fonte: Elaboração Própria

A Figuras 5 e 6 relatam os possíveis efeitos de longo prazo agrupando as equações de efeitos parciais em termos das equações (11), (12) e (13), os modelos VAR foram estimados considerando as variáveis em primeira diferença, o objetivo foi captar as relações das variações entre as variáveis, em termos de sinais, além disso, a primeira diferenciação evita que as quebras estruturais detectadas durante a análise de estacionariedade das séries influenciem na eficiência do modelo. A resposta em relação ao choque em um desvio padrão foram acumulados para captar o efeito de longo prazo. A Figura 5 faz as estimativas considerando as relações de longo prazo estabelecidas pelas equações (11), (12) e (13), mas adiciona a variável *Hiato do Produto*. Por sua vez, a Figura 6 exclui *Hiato do Produto*, e

apresenta as estimativas considerando apenas os modelos (11), (12) e (13). Este procedimento foi adotado, para, de fato, mostrar que o modelo de longo prazo proposto é robusto quanto a presença do *Hiato do Produto*. Em outras palavras, os resultados das Figuras 5 e 6, quanto as variáveis *Diferencial do Juros*, *Desvio da Meta* e *Inflação Importada* são idênticos, o que corrobora a hipótese de que a variável *Hiato do Produto* não possui efeito dominante sobre a dinâmica de longo prazo proposta pelo presente modelo.

Figura 5 – Resposta Acumuladas das Variações do *Desvio da Meta*, *Diferencial do Juros*, *Inflação Importada* e *Hiato* a Choques nas Variáveis – Respostas Acumuladas Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração Própria

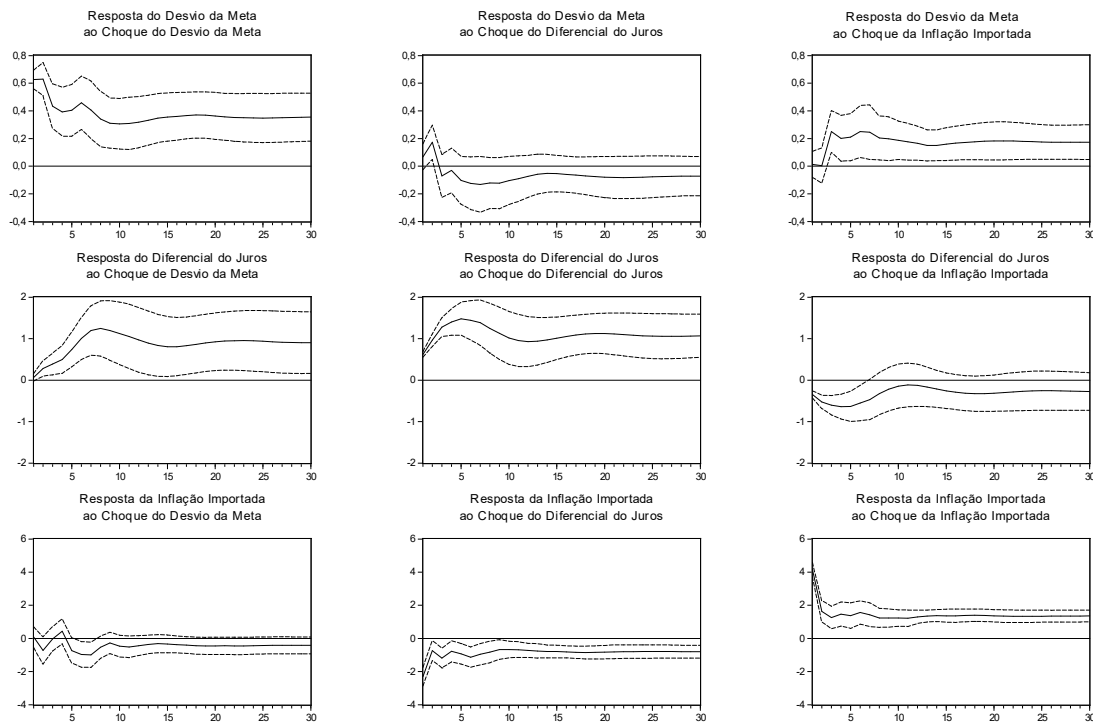
Em ambos os modelos o critério de Akaike apontou o ajuste do VAR em 6 defasagens, enquanto o critério de Schwarz para 2 defasagens. O Teste LM de autocorrelação não rejeitou

a hipótese de autocorrelação serial em 2 defasagens, enquanto a hipótese da presença de autocorrelação serial foi rejeitada em 6 defasagens.

Em relação as respostas acumuladas sobre o *Desvio da Meta*, a variável *Diferencial do Juros*, em termos cumulativos, possui efeito negativo sobre *Desvio da Meta*, porém não estatisticamente significativo. Possivelmente, este resultado se deve ao efeito positivo de curto prazo da *SELIC* sobre a taxa de inflação. Por sua vez, o choque de um desvio padrão do próprio *Desvio da Meta*, além da *Inflação Importada*, possuem efeitos positivos e estatisticamente significativos sobre o Desvio da Meta.

Assim, a desvalorização cambial parece impactar positivamente a taxa de inflação mensal, enquanto a variável *Diferencial do Juros* aumenta a inflação nos três primeiros meses, e a partir do quarto a reduz. Tal dinâmica pode ser explicada. Um choque inicial da taxa básica de juros teria efeitos sobre os custos de produção, mas, posteriormente ocasionaria uma redução da inflação devido ao choque negativo que variável *Diferencial do Juros* incorre sobre o câmbio (ou seja, o aumento do diferencial de juros aprecia mais o câmbio nominal), conforme apontam as Figuras 4 e 5.

Figura 6 – Resposta Acumuladas das Variações do *Desvio da Meta*, *Diferencial do Juros*, *Inflação Importada* – Respostas Acumuladas Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração Própria

As respostas no *Diferencial do Juros* ao choque de um desvio padrão no próprio *Diferencial do Juros* e do *Desvio da Meta* apresentam respostas acumuladas estatisticamente significantes. Além disso, o choque positivo nas variáveis *Hiato do Produto*, não resultou em mudanças no *Diferencial do Juros*. Assim, a dinâmica impulso-reposta observada no *Diferencial do Juros* corrobora a hipótese que a *SELIC* responde a variações do *Desvio da Meta*, conforme explicitado pela Figura 3. Além disso, a *Inflação Importada* esteve correlacionada com a redução da variável *Diferencial do Juros* (da mesma forma que na Figura 4, em relação a redução da *SELIC*), ao menos até a sexta defasagem, a longo prazo a resposta acumulada do *Diferencial do Juros* não foi estatisticamente significativa a choques sobre a *Inflação Importada*.

Por sua vez, as respostas acumuladas na variável *Inflação Importada* estiveram correlacionadas com todas as variáveis presentes no modelo. Especificamente, observa-se que as variáveis *Hiato do Produto*, referente apenas a Figura 5, e a própria *Inflação Importada* possuem resposta acumuladas estatisticamente positivas, enquanto as variáveis *Desvio da*

Meta e Diferencial do Juros possuem efeitos negativos e estatisticamente significativos sobre a variável *Inflação Importada*.

Na Figura 5, os resultados das respostas de choques sobre o *Hiato do Produto* apontam para uma relação estatisticamente significativa apenas entre *Desvio da Meta* e o próprio *Hiato do Produto*. Especificamente o choque sobre *Desvio da Meta* caracterizou uma resposta acumulada negativa sobre o *Hiato do Produto*. Possivelmente, o modelo captou o efeito antecipado do aumento da *SELIC*, em função do descolamento da taxa de inflação em relação à meta anual estabelecida para o IPCA.

Por fim, uma especificidade do período 2011 a 2014 é que o governo passa a controlar de maneira mais sistemática uma série de Preços Administrados como forma de controlar a taxa de inflação da economia brasileira (Summa e Serrano 2015).

Foi testada a hipótese de que a variável IPCA – preços administrados²⁵, seja estatisticamente significativa para explicar a trajetória sobre a variável *Desvio da Meta* no modelo apresentado na Figura 6. Por meio de um teste F, testou-se a hipótese de que a variável *Preços Administrados*, em até 6 defasagens, não possui efeito sobre a variável *Desvio da Meta*. O teste F rejeitou a hipótese de que todos os coeficientes defasados possuam valor estatisticamente iguais a zero²⁶.

Conforme mostra a Figura 1, além dos testes de quebras estruturais realizados na Tabela 2, não há indícios de uma quebra estrutural a partir de 2011, que implique em mudança dos parâmetros estimados do modelo VAR. No entanto, foi testado a hipótese de uma mudança estrutural nos coeficientes defasados de *Preços Administrados* sobre *Desvio da Meta*, a hipótese foi que a partir de janeiro de 2011 até dezembro de 2014 tenha ocorrido uma mudança de inclinação dos coeficientes defasados da variável dos *Preços Administrados* sobre *Desvio da Meta*. Ao nível de 10% de probabilidade, a estatística F não rejeitou a hipótese de que as mudanças de inclinações dos coeficientes estimados sejam estatisticamente iguais a zero.²⁷

²⁵ A variável *Preços Administrados* foi usada no modelo VAR em primeira diferença, o Teste ADF apontou para um valor calculado de -8.965, estatisticamente estacionária ao nível de 1% de probabilidade.

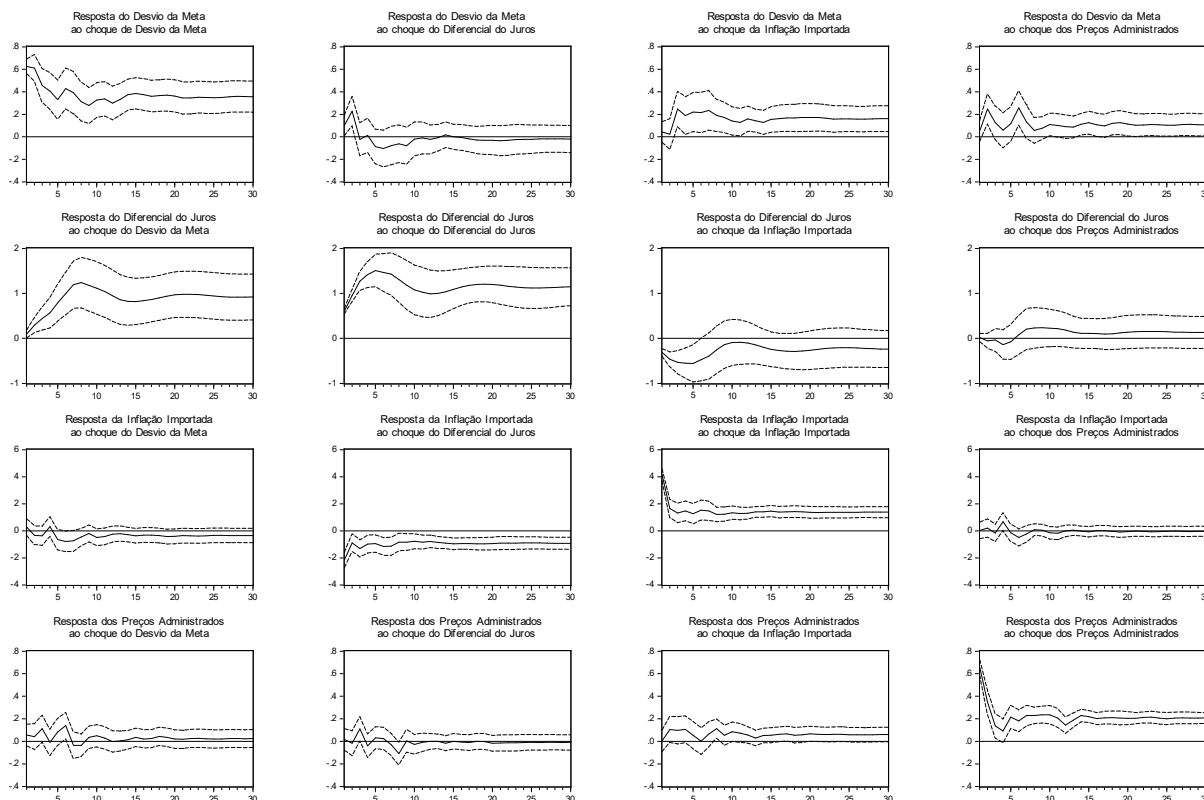
²⁶ A estatística F calculada com 6; 159 graus de liberdade, foi de 4,23, e possui p-valor de 0,0006.

²⁷ A estatística F calculada com 6; 153 graus de liberdade, foi de 0,94, e possui p-valor de 0,4682.

Assim, foi realizada uma nova análise de impulso-resposta incluindo a variável *Preços Administrados* a partir do modelo VAR utilizado na Figura 6. A Figura 7 apresenta as respostas dos choques. Conforme pode ser observado, os resultados, em comparação aos obtidos na Figura 6, permanecem inalterados. A variável *Preços Administrados* possui correlação positiva com a variável *Desvio da Meta*, como esperado, uma vez que *Preços Administrados* compõe o IPCA utilizado na construção da variável *Desvio da Meta*.

Neste sentido, vale destacar que o uso da variável *Preços Administrados* no controle da inflação se deu por meio da redução da volatilidade de seu repasse ao IPCA. Ao considerar a amostra como um todo, o choque de um desvio-padrão dos *Preços Administrados* foi de 0,92 p.p., que de acordo com a análise impulso resposta, acarretou um efeito cumulativo sobre os próprios *Preços Administrados* em 0,21 p.p., e sobre a variável *Desvio da Meta* em 0,11 p.p.. No entanto, ao se avaliar o período entre janeiro de 2011 até dezembro de 2014, observa-se uma redução do desvio-padrão da variável *Preços Administrados* para 0,42 p.p.. Em outras palavras, o repasse dos *Preços Administrados* para a variável *Desvio da Meta*, entre 2011 a 2014, foi reduzido para aproximadamente 0,05 p.p..

Figura 7 – Resposta Acumuladas das Variações do *Desvio da Meta*, *Diferencial do Juros*, *Inflação Importada*, *Preços Administrados* – Respostas Acumuladas Generalizada a Um Desvio Padrão ± 2 S.E.



Fonte: Elaboração Própria

5. Considerações finais

O modelo teórico apresentado nesse artigo propõe que o canal de custos (da inflação importada medida em reais e da taxa de juros) é importante para explicar a inflação. Quando a inflação ultrapassa o centro da meta, a Autoridade Monetária reage aumentando a taxa básica nominal de juros. O aumento do diferencial de juros gera uma apreciação cambial que contém a inflação por meio da redução da inflação importada (medida em R\$), ainda que a própria variação da taxa de juros impacte positivamente na inflação e curto prazo. E os impactos negativos sobre o produto são efeitos colaterais dessa política.

Avaliamos essas proposições teóricas à luz dos dados da economia brasileira no período de funcionamento do Sistema de Metas de Inflação, utilizando um modelo VAR e suas funções impulso-resposta. Primeiro, encontramos uma presença importante do canal de custo da inflação: a variação da taxa de câmbio nominal e assim da inflação importada em R\$ são

importantes para explicar a inflação assim como a variação da taxa de juros em si traz impactos sobre a inflação (o chamado price puzzle). Segundo, aumentos na taxa de juros e assim no diferencial de juros valoriza a taxa de câmbio nominal. Em terceiro, há evidências que aumento na taxa de juros diminui o crescimento do produto. No entanto, vale ressaltar que as evidências obtidas apontam no sentido de que controle da inflação interna parece estar mais associado com a inflação importada, do que propriamente com a redução do hiato do produto.

**An alternative model to the New Consensus for open economy: evidence for the
Brazilian economy in the period 1999 - 2014.**

Abstract: The aim of this paper is to evaluate an alternative interpretation of operation of Inflation Targeting System in Brazil. According to this theoretical model, inflation is a cost-push phenomenon and is controlled through changes in the nominal exchange rate, which in turn responds to variations in the interest rate exogenously set by the Central Bank. The operation of this alternative model proposed for the Brazilian economy and its short and long-run transmission channels will be analyzed according to a Vector Autoregression Model (VAR). The results of the estimated model point to the importance of the cost channel for inflation dynamics and Central Bank's policy interest rates to control inflation via changes in the exchange rate and imported inflation (in R \$).

Keywords: Inflation Targeting; Exchange Rate; Vector Autoregression Model (VAR)

Bibliografia

- Aspromourgos, T. "Interest as an Artefact of Self-Validating Central Bank Beliefs", *Metroeconomica*, 2007.
- Barbosa-Filho, N. H. Inflation targeting in Brazil: 1999–2006. *International Review of Applied Economics*, v. 22, n. 2, p. 187-200, 2008.
- Bernanke, B.; Gertler, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27-48, out. 1995.
- Blinder, A. Is there a core of practical macroeconomics that we should all believe?" *American Economic Review*, 1997.
- Bogdansky, J. ; Tombini, A. ; Werlang, S. Implementing Inflation Targeting in Brazil". Banco Central do Brasil Working Paper, n. 1, July, 2000.
- Bastos, C.; Jorge, C. ; Braga, J. Análise desagregada da inflação por setores industriais da economia brasileira entre 1996 e 2011 *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 2, p. 261-279, 2015..

- Braga, J. A inflação brasileira na década de 2000 e a importância de políticas não monetárias de controle.. *Economia e Sociedade*, v. 22, n. 3, p. 697-727, 2013.
- Cesaratto, S.; Serrano, F. ; Stirati, A. “Technical Change, Effective Demand and Employment”, *Review of Political Economy*, vol. 15, n. 1, pp. 33 – 52, 2003.
- Cieplinski, A.; Braga, J. ; Summa, R. "Estimação do teorema da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil." Working paper IE 04/2015, Instituto de Economia, UFRJ, 2015
- Cordero, J. Economic growth under alternative monetary regimes: inflation targeting vs real exchange rate targeting. *International Review of Applied Economics*, v. 22, n. 2, p. 145-160, 2008.
- Freitas, F. ; Serrano, F. Growth Rate and Level Effects, the Stability of the Adjustment of Capacity to Demand, and the Sraffian Supermultiplier’, *Review of Political Economy*, v. 27, n. 3, p. 258-281, 2015..
- Koop, G.; Pesaran, M. H.; Potter, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics* 74 p 119–147, 1996.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin (1992). “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root,” *Journal of Econometrics*, 54, 159-178, 1992.
- Lavoie, M. “A Post Keynesian view of parity theorems”, *Jornal of Post Keynesian Economics* , fall, 2000
- Lavoie, M. "The reflux mechanism and the open economy" in Rochon, L. & Vernengo, M. "Credit, Interest Rates and Open Economy: Essays on Horizontalism", Edward Elgar, 2001
- Lavoie M.; Kriesler P. “The New View On Monetary Policy: The New Consensus And Its Post-Keynesian Critique”, University of Ottawa, Feb. 2005
- Lavoie, M. A post-Keynesian amendment to the New consensus on monetary policy, *Metroeconomica*, vol. 57, no. 2, pp. 165-192 , May 2006.
- Lee, J. and M. Strazicich Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks”, *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089, 2003.
- Lee, J. and M. Strazicich Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. *Economics Bulletin*, 2013, Vol. 33 No. 4 pp. 2483-2492, 2013
- Lima, G ; Setterfield, M., Pricing behavior and the cost-push channel of monetary policy. *Review of Political Economy*, 22, 1, 19-40, 2010
- Linardi, M. F. Avaliação dos Determinantes Macroeconômicos da Inadimplência Bancária no Brasil. Anais... XXXVI Encontro Nacional de Economia, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2008.
- Lütkepohl, H.; Krätzig, M. Applied time series econometrics. Cambridge: Cambridge University Press,. 323p. 2004

- Palumbo, A. From zero to 20 percent: a historical account of the empirical measure of unemployment corresponding to 'full employment' ", paper presented at the ESHET Conference 2015, RomaTre University, may., 2015.
- Perron, R. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica* Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401, 1989.
- Pesaran, M. H.; Shin, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters* 58 17–29, 1998.
- Pivetti, M. An essay on money and distribution. Macmillan. 1991
- Pivetti, M. "Monetary endogeneity and non-neutrality in a sraffian perspective" in in Rochon, L. & Vernengo, M. Credit, Interest Rates and Open Economy: Essays on Horizontalism, Edward Elgar, 2001
- Phillips, A. W. 'The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957', *Economica*, 25, pp. 283–99, 1958.
- Rey, H.. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence (). National Bureau of Economic Research, Working paper No. w21162, 2015.
- Romer, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve, *Journal of Economic Perspectives*, 14 (2), 149-169, 2000.
- Ros, J. (1989). On inertia, social conflict, and the structuralist analysis of inflation. WIDER, Working Paper 128, 1989.
- Rowthorn, B. Conflict, inflation and money, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 1, Issue 3, pp. 215-239, 1977
- Serrano, F. Inflação inercial e desindexação neutra. Anais da ANPEC, 1986.
- Serrano, F.. Long period effective demand and the Sraffian supermultiplier. *Contributions to Political Economy*, 14(1), 67-90, 1995.
- Serrano, F. Mind the gap: hysteresis, inflation dynamics and the sraffian supermultiplier. IE-UFRJ, mimeo, IE-UFRJ, 2006.
- Serrano, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil *Revista de Economia Política*, Vol. 30, n.1, Jan. 2010a.
- Serrano, F. O conflito distributivo e a teoria da inflação inercial, *Revista de Economia Contemporânea*, v. 14, n. 2, p. 395-421, 2010b
- Serrano, F.; Summa, R. Uma sugestão para simplificar a teoria da taxa de juros exógena. *Ensaio FEE*, v. 34, n. 2, 2013.
- Serrano, F.; Summa, R. Mundell-Fleming without the LM curve: the exogenous interest rate in an open economy. *Review of Keynesian Economics*, v. 3, n. 2, p. 248-268, 2015.
- Serrano, F.; Freitas, F. Bhering "O supermultiplicador Sraffiano e o papel da demanda efetiva nos modelos de crescimento", Anais do VIII Encontro Internacional da AKB, Uberlândia, 2015.

- Setterfield, M. Central banking, stability and macroeconomic outcomes: a comparison of new consensus and post-Keynesian monetary macroeconomics In Lavoie, M.;Secareccia, M. (eds)Central Banking in the modern world: Alternative perspectives, Edward Elgar, Cheltenham, pp.35-56, 2004.
- Setterfield D, M. Won't Get Fooled Again—Or Will We? Monetary Policy, Model Uncertainty, and 'Policy Model Complacency'. Banco Central de Argentina, 2015.
- Sims, C. A.; Stock J. H.; e Watson, M.W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, jan. 1990.
- Summa, R. Inércia parcial, histerese e conflito: um modelo alternativo ao Novo Consenso para Economia Fechada. Revista da Sociedade Brasileira de Economia Política, n. 25, 2010
- Summa, R. Uma avaliação crítica das estimativas da curva de Phillips no Brasil. Pesquisa & Debate. Revista do Programa de Estudos Pós-Graduados em Economia Política. ISSN 1806-9029, v. 22, n. 2 (40), 2011.
- Summa, R. An alternative model to the open-economy “new consensus” for the analysis of inflation targeting *Economia* (Anpec), 2016 (forthcoming).
- Summa, R.; Braga, J. Estimção de um modelo desagregado de inflação de custo para o Brasil, revista Ensaios FEE, v. 37, n. 2 - 2016.
- Summa, R.; Macrini, L. Os determinantes da inflação brasileira recente: estimções utilizando redes neurais. *Nova Economia*, v. 24, n. 2, p. 279-296, 2014.
- Summa, R. ; Serrano, F. Distribution and Cost-Push inflation in Brazil under inflation targeting, 1999-2014, Centro Sraffa working paper 13, 2015.
- Tomazzia, E. C.; Meurer, R. Transmissão da política monetária: análise de quebras estruturais na economia brasileira recente por modelos VAR, SVAR e MS-VAR. Anais... XIII Encontro Nacional de Economia da Região Sul, ANPEC SUL - Associação Nacional dos Centros de Pós-graduação em Economia, 2010.
- Vera, L.,The simple post-Keynesian monetary policy model: an open economy approach. *Review of Political Economy*, v. 26, n. 4, p. 526-548, 2014.

Recebido para publicação em outubro de 2015.

Aprovado para publicação em setembro de 2016.