

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE PONTA GROSSA
SETOR DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS

ERICK GRABOWSKI CRISÓSTOMO

EFEITOS DE UM CHOQUE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PRODUÇÃO
INDUSTRIAL BRASILEIRA DESAGREGADA

PONTA GROSSA

2018

ERICK GRABOWSKI CRISÓSTOMO

EFEITOS DE UM CHOQUE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PRODUÇÃO
INDUSTRIAL BRASILEIRA DESAGREGADA

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
para obtenção de título de bacharel na
Universidade Estadual de Ponta Grossa, Área de
Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. Karlo Marques Júnior

PONTA GROSSA
2018

EFEITOS DE UM CHOQUE DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRA DESAGREGADA

Resumo: O presente projeto de pesquisa tem como objetivo analisar os impactos sofridos pela produção industrial brasileira durante o período do primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2015 através dos choques da política monetária. O instrumento utilizado para medir os efeitos dos choques serão os modelos VAR e VECM, verificando os efeitos através dos gráficos de impulso-resposta. Espera-se que o mecanismo de transmissão da política monetária - através do efeito substituição acionado pela alteração dos preços dos ativos financeiros diante de uma elevação da taxa de juros - seja efetivo. Portanto, o resultado esperado é de uma diminuição da produção industrial.

Palavras-chave: Política Monetária. Produção Industrial. Taxa de Cambio. Taxa de Juros.

Abstract: The present research project aims to analyze the results of a Brazilian industrial production during the first quarter of 2002 up to the third quarter of 2015 through monetary policy shocks. The instrument used to measure the effects of the different methods is VAR and VECM, verifying the effects on the impulse-response graphs. The monetary transmission mechanism - once performance is replaced by the price trend at a higher level of interest - is expected to be effective. Therefore, the result is a decrease in industrial production.

Keywords: Exchange Rate. Industrial Production. Interest Rate. Monetary Policy.

1 INTRODUÇÃO

Em 1999, o regime de metas de inflação foi implantado pelo então presidente do Banco Central, Armínio Fraga, abandonando o regime de câmbio fixo. Com este regime implantado, o Brasil readquire o seu poder de influenciar variáveis macroeconômicas como o produto e a inflação através do gerenciamento diário do Sistema Especial de Liquidação e de Custódia (SELIC).

Este artigo irá verificar, através dos canais de política monetária, os efeitos de choques monetários na produção industrial brasileira desagregada durante o período do primeiro trimestre de 2002 até o terceiro trimestre de 2015. Choques estes que são causados pela política monetária, com o fim de influenciar variáveis macroeconômicas, mas especificamente a inflação. Também será abordado neste artigo as obstruções nos canais de transmissão da política monetária, e como essas obstruções podem influenciar o resultado da produção industrial.

O instrumento usado será o Vetores Auto Regressivos (VAR) e Modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM). É possível observar, com o uso destes instrumentos, os efeitos dos choques ficam mais nitidamente conclusivos, com as funções de impulso-respostas. Para Bueno (2011), o vetor auto regressivo permite que se expressem modelos econômicos completos e se estimem os parâmetros desse modelo.

Os resultados obtidos demonstram uma diminuição da produção industrial diante dos choques, são utilizados quatros setores diferentes da economia para a observação dos choques,

destacando o setor de bens semi e não duráveis, onde possuem pouca sensibilidade para os choques da taxa SELIC, os resultados também estão de acordo a teoria da curva J, que será explicado ao longo deste artigo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 POLÍTICA MONETÁRIA

O Banco Central possui como objetivo o controle da inflação, afim de atingir o seu objetivo, o Banco Central operacionaliza a política monetária, o principal instrumento usado pela política monetária para o gerenciamento diário da liquidez, é a política de mercado aberto, todos esses passos são feitos com uma taxa de inflação estabelecida como uma meta que deve ser seguida pelo Banco Central, Taylor (1993) sugere uma regra de política monetária que consiste em uma meta percentual da taxa de inflação. Essa regra descrevia satisfatoriamente a política monetária americana e foi apresentada com objetivo de ser usada como uma espécie de função de reação do Banco Central na determinação da taxa de juros de curto prazo. Serve, assim, como um guia operacional que o Banco Central, relacionando desvios da inflação presente (ou esperada) em relação à meta inflacionária, ao hiato do produto e à taxa de juros real de equilíbrio.

O Brasil abandonou a meta de câmbio fixo em 1999 e adotou o regime de metas de inflação durante o mandato do então presidente do Banco Central, Armínio Fraga, estabelecendo então uma meta de 8,0% a.a. Com a implementação da meta, o Banco Central readquire a função de manipulação da taxa de juros de curtíssimo prazo, para assim então influenciar a SELIC e influenciar as variáveis macroeconômicas através dos canais de transmissão.

Taylor (1995) define que o mecanismo de transmissão da política monetária é o processo através do que as decisões de política monetária são transmitidas para o produto real e a inflação. E são cinco canais, estes são: (i) canal do crédito; (ii) canal do valor de ativos; (iii) canal do câmbio; (iv) canal das taxas de juros; (v) canal das expectativas inflacionárias.

É importante mencionar as obstruções nos canais de transmissão, pois iremos verificar os impactos dos choques através destes, e como um canal obstruído impacta negativamente o setor produtivo brasileiro.

2.2 CANAL DOS PREÇOS DOS ATIVOS.

O primeiro canal que merece ser mencionado é o da mudança nos preços dos ativos causada por alterações na taxa de juros de curto prazo. No caso brasileiro, a SELIC é controlada pelo Banco Central através do gerenciamento diário da liquidez e os movimentos das curvas da taxa de juros de curto prazo afetam diretamente o movimento da curva da taxa de juros de longo prazo. Também é importante mencionar que variações na SELIC afetam a taxa de juros real, que afeta diretamente o investimento e assim, a demanda agregada.

Ao elevar a taxa de juros, as firmas são motivadas a substituir investimentos em capital fixo pela compra de títulos que passam a render uma taxa de juros maior, afetando negativamente a demanda agregada.

No Brasil existe uma estrutura da taxa de juros onde ela é truncada. Carvalho (2005) argumenta que depois de três décadas de uma inflação alta, uma composição de uma curva de rendimentos de longo prazo foi impossível de ser feita, mesmo após o plano real, mas que ainda há dificuldades de formar essa curva por conta do mercado financeiro dominado por papéis públicos de curto prazo. Barboza (2015) também adiciona o problema das Letras Financeiras do Tesouro (LFT's), na composição da dívida pública federal. As LFTs têm grande participação no mercado de títulos pós-fixados, possuindo duração zero, ou seja, a elasticidade do preço em relação à taxa de juros é nula. O autor prossegue explicando que as LFTs se diferenciam dos títulos prefixados, pois o mercado de títulos prefixados possui relação inversa do preço em relação à taxa de juros, ou seja, quando a taxa de juros de um título prefixado aumenta, o seu preço diminui, tornando os detentores desses ativos mais pobres, enquanto nas LFTs, esse efeito é nulo, tornando os detentores desses ativos imunes ao efeito da política monetária, caracterizando uma obstrução do canal de ativos.

2.3 CANAL DO CÂMBIO

O segundo canal é o da taxa de câmbio, que se mostra muito eficaz em países que cuja economia é mais aberta, onde o câmbio é flutuante e a livre movimentação de capitais são impostas à poucas barreiras governamentais, nas últimas décadas, os países emergentes promoveram séries de aberturas na mobilização da entrada e saída de capitais, com esta abertura, se tornou importante a análise do banco central sobre a fixação da taxa de juros, pois os detentores podem escolher o país que irão aplicar o seu capital, sem se preocupar com barreiras. Carvalho et al. (2007) conta um exemplo, se a taxa de juros doméstica, mantendo tudo constante, for maior que a do resto do mundo, a aplicação financeira no país doméstico será mais atrativa que o resto do mundo, assim então, irá aumentar a demanda pela moeda doméstica, ou seja, a moeda doméstica sofre uma valorização. A valorização pode ter vários

impactos na economia, sendo uma delas a erosão das exportações líquidas, pois, os bens exportados perderão competitividade de preço comparado aos bens do resto do mundo, diminuindo sua demanda, um outro efeito é o aumento do poder de compra dos agentes que possuem a moeda doméstica, pois os bens importados agora passam a ser mais baratos, aumentando o bem-estar geral.

Barboza (2015) argumenta que as alterações nos preços dos bens comercializáveis internacionalmente têm influência direta na dinâmica da taxa de inflação, pois um aumento na taxa de juros, tende a apreciar o câmbio nominal, tornando mais barato os preços em moeda doméstica de bens e serviços importados e mais caros bens e serviços exportados, prejudicando a indústria.

2.4 CANAL DO CRÉDITO

O canal do crédito, representado por empréstimos bancários, possui grande relevância. Um aumento das reservas ao diminuir a taxa de juros, aumenta a quantidade de empréstimos bancários, o canal tem grande destaque ao estimular investimentos e, conseqüentemente, a demanda agregada.

É importante mencionar que algumas características da economia brasileira podem influenciar nos choques da política monetária. Barboza (2015) aponta problemas de obstruções no mecanismo de transmissão dos canais, o canal de crédito sofre problemas de grande segmentação. Esta segmentação está dividida em dois grupos, o primeiro sendo o segmento de crédito livre, o segundo sendo o crédito direcionado.

Órgãos como Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), junto com o Sistema Financeiro Habitacional (SFH) e o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) que são regidas majoritariamente pelos bancos Caixas e Banco do Brasil, respectivamente, são as principais instituições que contribuem com esta alta segmentação, sendo o seu tamanho aproximado de 40% do crédito total. Schwartzman (2011) afirma que o crédito direcionado não é afetado pela decisão de política monetária, isso ocorre pelo fato de que o preço do crédito direcionado é abaixo da taxa SELIC. Assim o nível da taxa SELIC afeta menos o nível de demanda agregada e da taxa, pois o canal de crédito está obstruído.

Carvalho et al. (2007) argumenta que existem dois motivos para que o crédito livre seja tão pouco representativo: o primeiro seria que as décadas de inflação alta forçaram os bancos a cobrar juros exorbitantes, o que reduziu a oferta de crédito na economia; o segundo foram os anos de desequilíbrios fiscais, que influenciaram os bancos a procurar alternativas de

rentabilidade para os recursos bancários, descartando a possibilidade de disponibilização de crédito ao setor privado. A percepção de risco dos agentes que financiam a dívida pública é aumentada diante do aumento da relação dívida/PIB, como é o caso brasileiro, estes então passam a exigir um maior retorno, exigindo uma taxa de juros maior para adquirir o título da dívida.

2.5 CANAL DAS EXPECTATIVAS INFLACIONÁRIAS

O canal das expectativas de inflação determina a dinâmica inflacionária, possuindo uma relação inversa à taxa de juros. Barboza (2015) caracteriza que as expectativas de inflação atuam sobre o processo de formação de preços de três maneiras: (i) diretamente, por intermédio de sua incorporação aos preços de produtos e serviços; (ii) via salários, pela sua incorporação aos salários nominais em negociação, que representam importante item de custo para as empresas; (iii) indiretamente, porque alteram a taxa real de juros ex-ante.

São de grande importância a credibilidade e a reputação do Banco Central, Sicsú (2002) categoriza que a reputação é uma variável *backward-looking*, e a credibilidade é uma variável *forward-looking*, pois além de depender da reputação, ela também depende do julgamento do mercado se a política que está sendo implantada é factível com o momento da economia doméstica.

Com isto estabelecido, podem afirmar que uma política monetária não crível eleva as expectativas de inflação daquele país, pois a credibilidade e a reputação são duvidosas e o agente formula as expectativas que a inflação será acima daquela meta que foi estabelecida, sendo assim uma obstrução do canal, que afeta maliciosamente a política monetária.

2.6 INEFICIÊNCIA DOS CANAIS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NA ECONOMIA BRASILEIRA

Cerca de 25% dos itens que compõem o Índice de Preços ao Consumidor (IPCA) são de preços administrados, o que dificulta a eficácia da política monetária em minimizar a taxa de inflação, são insensíveis às condições de oferta e demanda, consequentemente, insensíveis à mudanças na política monetária.

Barboza (2015) conclui então que essa característica reduz o poder da política monetária em alterar a taxa de inflação no país, pois sempre que um impulso monetário se aproxima da taxa de inflação, ele encontra um obstáculo (preços administrados) que o impede de alcançar com maior força seu destino final. Afeta negativamente o poder da política monetária em alterar

a taxa de inflação, segundo Bacha (2010) um aperto monetário tem que ser mais forte e mais duradouro do que seria o caso se houvesse maior flexibilidade dos preços administrados.

Em resumo, Barboza (2015) aponta que a economia brasileira possui características danosas à política monetária e seus canais de transmissão, essas obstruções são causadas por (i) segmentação no mercado de crédito, com alta participação do crédito direcionado; (ii) baixa penetração de crédito livre no processo de determinação da renda; (iii); participação de LFT's na composição da dívida pública; (iv) truncada estrutura a termo da taxa de juros, e; (v) participação de preços administrados na composição do IPCA.

3 REVISÃO DA LITERATURA

A aplicação do VAR em estudos sobre a política monetária e seus efeitos foram primeiramente abordados pelos economistas americanos, Bernanke & Blinder (1992), Sims (1992), Bernanke & Mihov (1998), estes, fazendo uma análise dos canais de transmissão da política monetária americana, posteriormente, os trabalhos na academia brasileira surgiram, Arquete & Jayme-Jr. (2003) fazem uma análise dos choques da política monetária sobre o nível de produto e inflação, Tomazzia e Meurer (2009) apresentaram a aplicação do modelo VAR/VECM para medir os impactos setoriais dos choques da política monetária sobre a produção industrial, com a conclusão que produção é duramente afetada pelo choque exógeno de política monetária, sendo que o efeito máximo ocorre entre cinco e oito meses e o nível de produção industrial volta à sua tendência de longo prazo em menos de dois anos.

Para Tomazzia & Meurer (2008) a metodologia VAR foi popularizada pela facilidade de se mensurar os choques sem a necessidade de formular um modelo estrutural mais completo. Bueno (2011) afirma que a aplicação do VECM pode tornar o modelo mais robusto, pois se na presença de co-integração, um modelo que estime as variáveis a nível se torna mais robusto, pois não ocorreu a perda de informação durante o teste de primeira diferença.

3.1 MÉTODO

Sims (1980), popularizou o uso dos modelos auto regressivos, o modelo se tornou tendência entre os economistas na área macroeconômica, a metodologia dos Vetores Auto Regressivos (VAR). O uso deste método demonstra facilmente os efeitos da política monetária dentro de um intervalo de tempo estabelecido, através das funções impulso-resposta. Os modelos VAR examinam as relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis, impondo como restrições a estrutura da economia somente: a escolha do conjunto relevante de variáveis e do número máximo de defasagens

envolvidas nas relações entre elas. Nos modelos VAR, o número de defasagens é normalmente escolhido com base em critérios estatísticos, como os de Akaike ou Schwarz.

Os modelos de vetores de correção de erros (VECM) também foi muito popularizado, a não estacionariedade dos dados existentes de série temporal obrigaram os economistas procurarem métodos alternativos para os seus modelos, a não estacionariedade pode causar incoerências nos modelos VAR, assim, o modelo VECM pode ser utilizado para o estudo.

Segundo Bueno (2011), pode-se expressar um modelo autor regressivo de ordem p por um vetor com n variáveis endógenas, X_t , conectadas entre si por meio de uma matriz A , conforme segue:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B_{\varepsilon t} \quad (1)$$

A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor constante $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B é uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t é um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d. (0; \quad (2)$$

A equação (1), segundo Bueno (2011), expressa as relações entre as variáveis endógenas, que são frequentemente decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado, e por isso chama-se forma estrutural, ε_t são chamados de choques estruturais, por que afetam individualmente cada uma das variáveis endógenas.

O modelo VAR é normalmente estimado na sua forma reduzida, isso acontece por conta da endogeniedade das variáveis, assim sendo:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} B_i X_{t-i} + A^{-1}B_{\varepsilon t} = \varphi_0 + \sum_{i=1}^p \varphi_i X_{t-i} + e_t \quad \varphi_i \equiv A^{-1}B_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad B_{\varepsilon t} \equiv A_{\varepsilon t} \quad (3)$$

Em que:

$$\varphi_i \equiv A^{-1}B_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad \beta \varepsilon_t \equiv A e_t \quad (4)$$

Cavalcanti (2010) comenta a existência do erro de identificação dos modelos autor regressivos, que existe por conta que o VAR na forma reduzida, na ausência de restrições adicionais, se torna impossível “recuperar” o VAR na forma estrutural, ou sua forma “real”.

Tomazzia & Meurer (2008) utilizam o método da decomposição de Choleski, que torna os resíduos correlacionados em não correlacionados contemporaneamente, tornando a matriz (1) em diagonal, argumentam que essa restrição em termos de avaliação de política monetária afeta os resultados obtidos.

4 APRESENTAÇÃO DOS DADOS

A base de dados utilizada neste estudo é do tipo séries temporais com periodicidade trimestral e compreendem os anos de 2002 primeiro trimestre a 2015 terceiro trimestre, contemplando um total de 55 observações. O período escolhido inicia-se em 2002 T1 e termina-se em 2015 T3 por conta da disponibilidade dos dados.

- IND - Pesquisa Industrial Mensal acumulada ao trimestre - Produção Física – indústria geral - Fonte: SIDRA/IBGE-PIM-PF;
- SELIC – Taxa de Juros – Selic acumulada ao trimestre, fixada pelo COPOM –(% a.m) – Fonte: IPEADATA/BCB-SGS;
- CAMB – Taxa de câmbio real efetiva – Índices de taxas reais de câmbio (IPCA) acumulada ao trimestre (Junho de 1994=100) – Fonte: IPEADATA/BCB-SGS.
- CAP – Pesquisa Industrial Mensal acumulada ao trimestre – Produção – bens de capital – Fonte: SIDRA/IBGE-PIM-PF
- INTERM – Pesquisa Industrial Mensal acumulada ao trimestre – Produção – bens intermediários – Fonte: SIDRA/IBGE-PIM-PF
- DURA – Pesquisa Industrial Mensal acumulada ao trimestre – Produção – bens duráveis – Fonte: SIDRA/IBGE-PIM-PF
- SEMIENAO- Pesquisa Industrial Mensal acumulada ao trimestre – Produção – bens semi e não duráveis – Fonte: SIDRA/IBGE-PIM-PF

Ao tratamento dos dados:

- i. A série de Pesquisa Industrial Mensal e Taxa de Juros foram todas deflacionadas pelo Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM) tendo como base o ano de 2015 em seu primeiro trimestre, assim foi escolhido por conta da alta taxa de inflação que imperava no período, o que tornou melhor para a observação real dos dados.
- ii. A série Pesquisa Industrial Mensal, Taxa de Juros, Taxa de Câmbio Real Efetiva foram todas ajustadas sazonalmente através do método multiplicativo X-12-ARIMA.

4.1 ANÁLISE DOS DADOS E MODELO ESTIMADO

O primeiro passo para estimarmos um modelo de série temporal, é a verificação se a série é estacionária ou não estacionária. Gujarati (2011) comenta que o teste mais popular para a verificação da estacionariedade é o teste de raiz unitária, neste trabalho, será usada o teste de

raiz unitária através do método Dickey-Fuller-Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) considerando constante e tendência.

TABELA 1 – Teste de Raiz Unitária

Variáveis	ADF	PP
IND	0 (0,0002)	0 (0,0314)
SELIC	1 (0,4148)	1 (0,8216)
CAMB	1 (0,9721)	1 (0,9410)
CAP	1 (0,4592)	1 (0,8558)
INTERM	0 (0,0000)	0 (0,0106)
DURA	1 (0,8396)	1 (0,7657)
SEMIENAO	0 (0,0006)	0 (0,0006)

1= possui raiz unitária

0= não possui raiz unitária

5% de significância.

Fonte: O Autor.

Com base no artigo de Sims, Stock et al.(1990), o próximo passo seria o teste de co-integração do modelo, ele será feito, mas por fim de análise, o modelo será estimado por dois métodos econométricos, VAR e VECM, a justificativa da aplicação desses dois modelos se dá que, segundo os autores, a finalidade do estudo dos modelos auto-regressivos é a determinação das relações existentes entre as variáveis do modelo, e não dos parâmetros estimado, assim não é uma preocupação a estrutura de co-integração das variáveis selecionadas.

O teste de co-integração de johansen indica a presença de quatro co-integrações no modelo de tendência determinística quadrática, especificamente no teste do traço, pela existência desse erro, será calculado também o modelo VECM, que corrige a existência de co-integração do modelo.

TABELA 2 – Seleção de defasagens modelo de produção desagregada

Variáveis	endógenas:	INTERM	DURA	CAP
-----------	------------	--------	------	-----

SEMIENAO CAMB SELIC Período: 2002Q1 2015Q3

Observações: 49

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
					43.52845	
1	-996.3943	NA	8.11e+10	42.13854	*	42.66587
2	-946.2328	75.75421	4.80e+10	41.56052	44.34034	42.61518
3	-908.8459	47.30584	5.30e+10	41.50391	45.67364	43.08590
4	-856.0051	53.91920	3.73e+10	40.81653	46.37617	42.92585
5	-789.1313	51.86129	2.03e+10	39.5563*	46.50592	42.1930*

* indicates lag order selected by the criterion

Fonte: O Autor.

Nesse teste, temos com base no critério de AIC e de HQ, que uma seleção de 5 defasagens é a melhor que se adequa aos dois modelos.

Levando em conta o modelo VAR e VECM estimado com produção industrial desagregada, o teste LM, não evidencia a presença de uma autocorrelação no modelo VECM, considerando 5 defasagens, ao nível de 1% de significância.

Para verificarmos a normalidade dos resíduos, recorremos ao teste Jarque-Bera. Segundo Gujarati (2010), o teste de normalidade Jarque-Bera é um teste assintótico, que tem como base de cálculo a assimetria e a curtose dos resíduos da regressão. No teste Jarque-Bera deste modelo, verificamos que a hipótese nula de normalidade é rejeitada, demonstrando uma não normalidade dos resíduos.

Em uma hipótese, a não normalidade dos resíduos pode ser explicada pelo teorema central do limite, como não foi possível ter grandes amostras dos dados, o teorema central do limite diz que em grandes amostras, a variável observada possa sim ser normal, mas por conta da disponibilidade dos dados, não foi possível determinar com exatidão a hipótese da normalidade deste modelo.

O teste de heterocedasticidade de White não aponta nenhuma presença de heterocedasticidade no modelo VAR e VECM com produção desagregada, o teste de White também não aponta a presença de heterocedasticidade, não se rejeita a hipótese nula que o modelo seja homocedástico nos lags calculados.

No modelo VAR de produção industrial desagregada, foi escolhida a seguinte ordenação de choleski, INTERM, DURA, CAP, SEMIENAO, CAMBIO, SELIC, a equação do modelo desagregado pode ser representada pela equação (4).

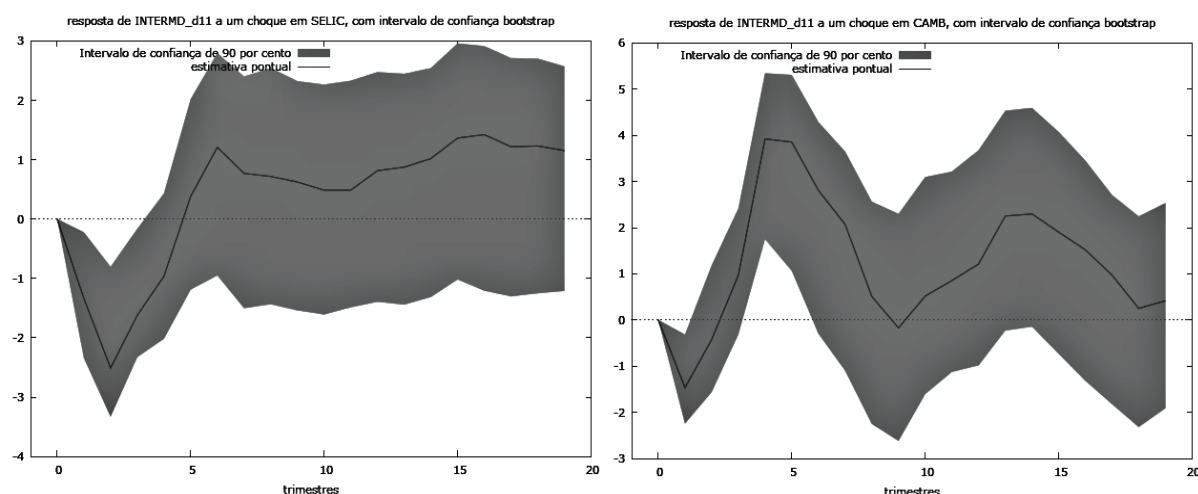
$$IND_t = \alpha + \sum_{j=i}^t \beta_j INTERM_t + \sum_{j=i}^t \gamma_j DURA_t + \sum_{j=i}^t \gamma_j CAP_t + \sum_{j=i}^t \gamma_j SEMIENAO_t + \sum_{j=i}^t \gamma_j CAMB_t + \sum_{j=i}^t \gamma_j SELIC_t + \mu_t \quad (5)$$

Optou-se por não realizar o teste de Causalidade de Granger, Cavalcanti (2010) comenta um equívoco na literatura macroeconômica no Brasil associado a identificação dos modelos VAR, “o conceito de causalidade de Granger não guarda necessariamente nenhuma relação com a ocorrência (ou não) de efeito contemporâneos de uma variável sobre outra”. Assim, uma ordenação das variáveis com base nos testes de Causalidade de Granger pode expressar uma ordenação causal contemporânea equivocada.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Na figura 1, será apresentada a reação da produção industrial de bens intermediários em relação a um choque positivo na taxa, e um choque positivo na taxa de câmbio real, respectivamente. A produção de bens intermediários é bem sensível ao choque na taxa SELIC, porém é muito sensível ao choque na taxa de câmbio real. Com um aumento de um desvio padrão na SELIC, a produção de bens intermediários diminui em até dois desvios padrões nos primeiros trimestres, voltando a estacionariedade no quinto trimestre, em relação ao câmbio, o aumento de um desvio padrão na taxa de câmbio real, resulta em uma diminuição de até dois desvio padrões no primeiro trimestre, no segundo trimestre, a produção de bens intermediários aumenta até o quinto trimestre, atingindo uma máximo de quatro desvios padrões.

FIGURA 1 – Reação da produção industrial de bens intermediários

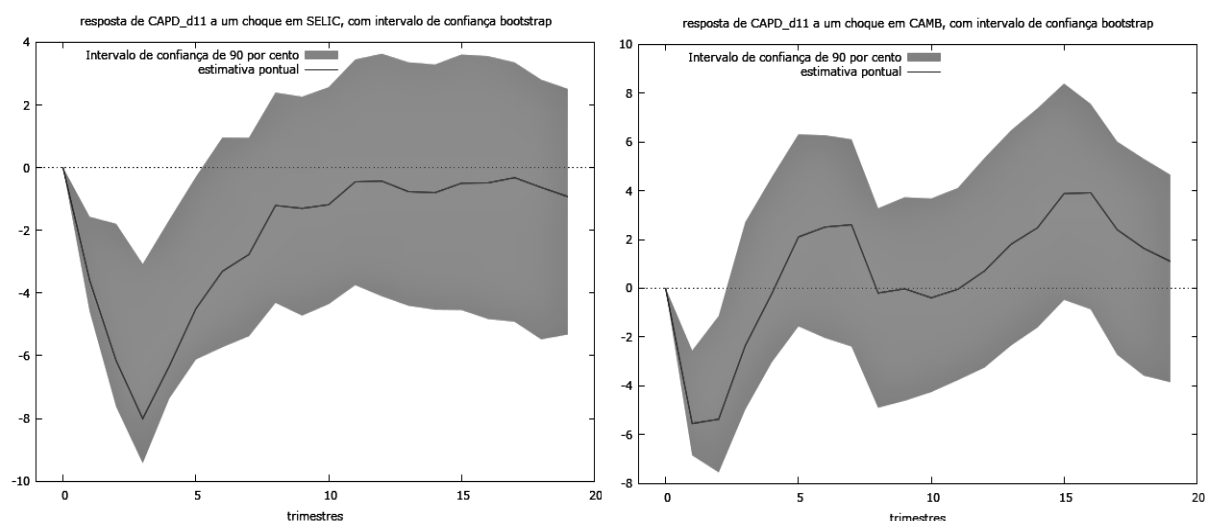


Fonte: O Autor.

Na figura 2, temos a reação da produção industrial de bens de capitais mediante um choque positivo na taxa de juros, e um choque positivo na taxa de câmbio real, respectivamente.

A produção de bens de capitais se mostrou muito sensível a choques na SELIC e pouco sensível ao choque na taxa de câmbio, após o aumento de um desvio padrão na SELIC, a produção diminuiu em até 8 desvios padrões, após ao aumento de um desvio padrão na taxa de câmbio, a produção diminuiu em seis desvios padrões, porém, após o segundo trimestre, a produção de bens de capitais cresce até dois desvios padrões. Os resultados obtidos com o choque da taxa de câmbio estão de acordo com a teoria da curva J, segundo Blanchard (2012), a curva J representa graficamente a queda do nível de conta corrente ou de produção de um setor diante de uma desvalorização cambial, mas diante do tempo passado, o nível de conta corrente ou da produção se mostraria maior do que na do período da desvalorização, isso se deve pelo ganho de competitividade do produto doméstico em relação ao estrangeiro, criando um estímulo para as exportações.

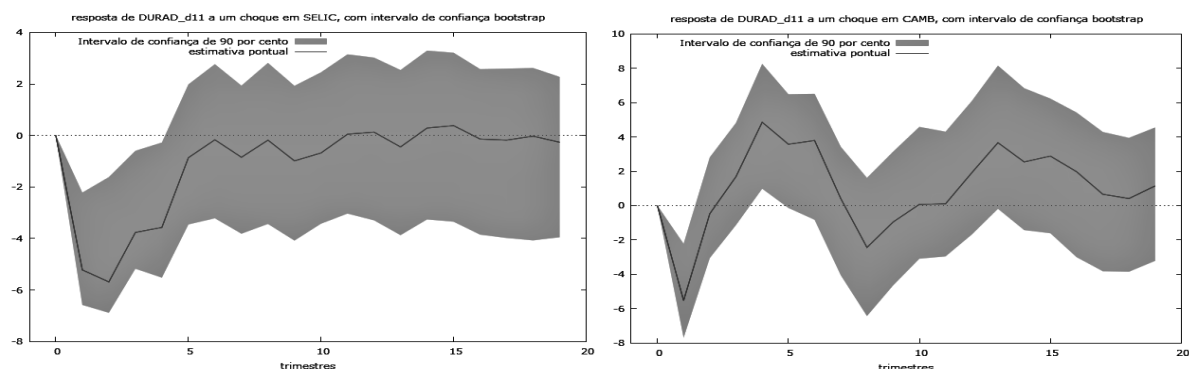
FIGURA 2 – Reação da produção industrial de bens de capitais



Fonte: O Autor.

Na figura 3, temos a reação da produção industrial de bens duráveis mediante choques na SELIC e na taxa de câmbio real, respectivamente. A produção de bens duráveis é bem sensível a choques na SELIC e na taxa de câmbio. Em relação ao choque na SELIC, com o aumento de um desvio padrão na taxa SELIC, a produção diminuiu em cinco desvios padrões nos três primeiros trimestres, após esse período, a produção volta para a estacionariedade. Ao choque da taxa de câmbio, com o aumento de um desvio padrão na taxa de câmbio, no primeiro trimestre a produção diminuiu em seis desvios padrões após o segundo trimestre, a produção industrial de bens duráveis aumenta até seu ponto máximo no quarto trimestre, atingindo uma alta de quatro desvios padrões.

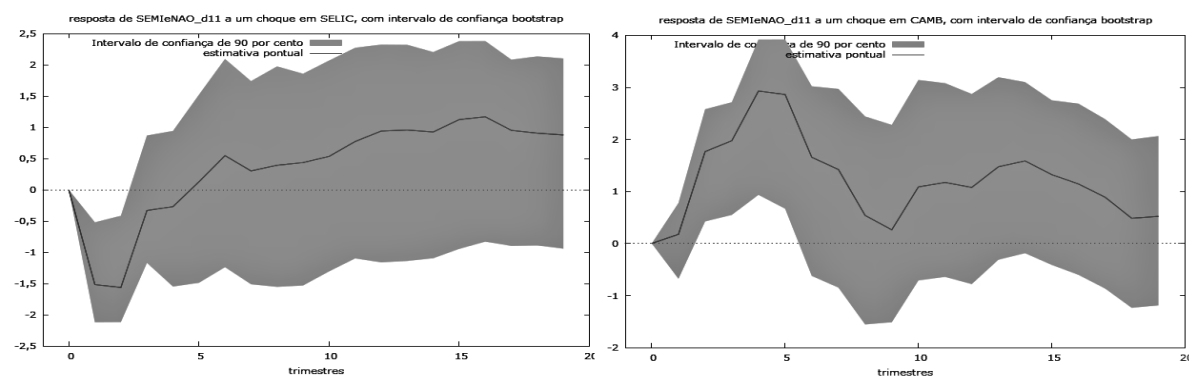
FIGURA 3 - Reação da produção industrial de bens duráveis



Fonte: O Autor.

Na figura 4, temos a reação da produção industrial de bens semi e não duráveis mediante choques na SELIC e na taxa de câmbio real, respectivamente. A produção de bens semi e não duráveis aponta uma baixa sensibilidade a um choque na SELIC, porém uma alta sensibilidade a um choque no câmbio. Em relação ao choque na SELIC, o aumento de um desvio padrão na SELIC, a produção tem como uma diminuição de um e meio desvio padrões no primeiro trimestre, porém a volta para estacionariedade ocorre mais rapidamente, a partir do terceiro trimestre. Em relação ao choque na taxa de câmbio, o aumento de um desvio padrão no câmbio tem como consequência um aumento de três desvios padrões até o quinto trimestre.

FIGURA 4 - Reação da produção industrial de bens semi e não duráveis



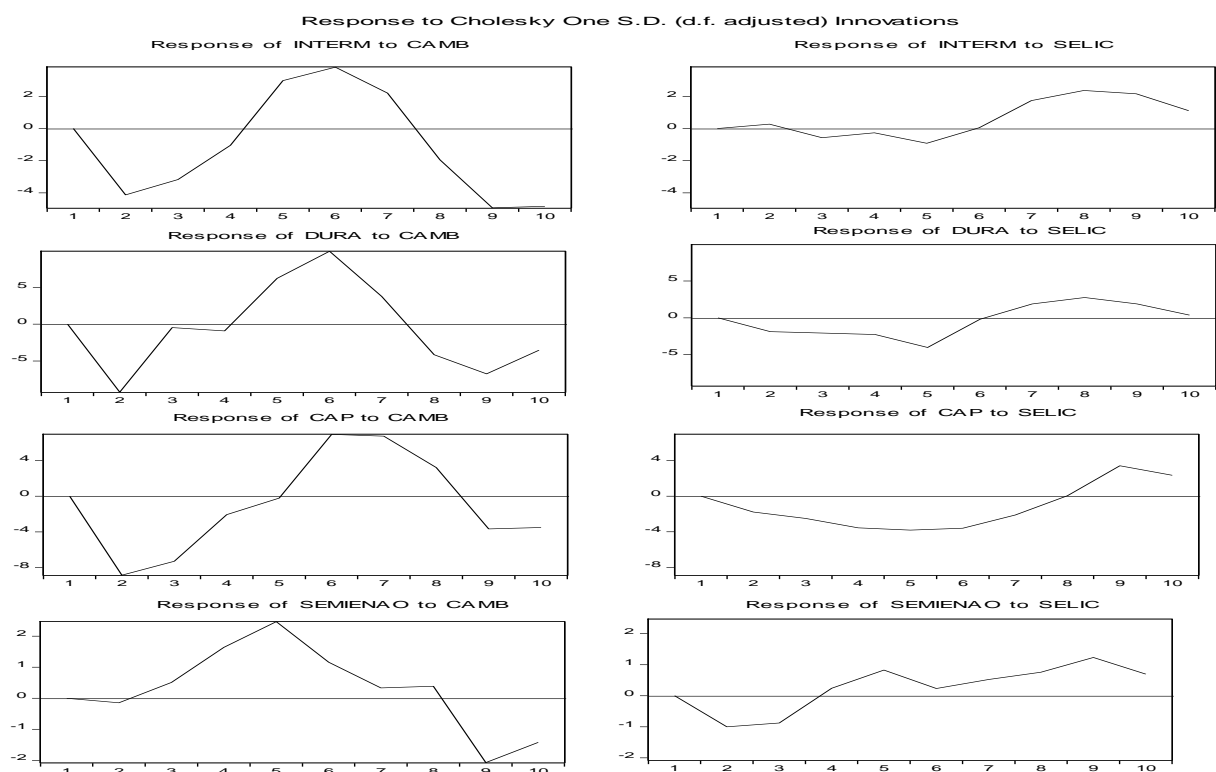
Fonte: O Autor.

Na figura 5, temos a reação de vários setores da indústria brasileira modeladas a partir do modelo VECM. Em relação a indústria de bens intermediários, a reação ao choque no câmbio é de alta sensibilidade, atingindo uma alta de três desvios padrões no sexto trimestre, apresenta uma menor sensibilidade (não é necessariamente baixa) ao choque na taxa SELIC, caracterizando que o canal é menos significativo para a determinação da produção de bens nesse setor. Em relação a indústria de bens duráveis, a reação da produção mediante a um choque na taxa de câmbio é bem sensível, nos primeiros trimestres diminuindo a produção em até cinco

desvios padrões e posteriormente aumentando, atingindo um máximo de seis desvios padrões, apresenta uma alta sensibilidade com a mudança de um desvio padrão na taxa SELIC, a produção decresce ao longo do quinto trimestre, atingindo um mínimo de cinco desvios padrões.

Em relação à indústria de bens de capital, esta possui uma alta sensibilidade a um choque na taxa de câmbio, apresentando uma diminuição de cinco desvios padrões nos dois primeiros trimestres e uma alta de cinco desvios padrões posteriormente, possui uma sensibilidade alta em relação a SELIC, com a mudança de um desvio padrão na SELIC, a produção decai em até quatro desvio padrões ao longo do período. Em relação a indústria de semi e não duráveis, não apresenta uma queda da produção nos primeiros trimestre e também não apresenta um aumento expressivo na produção, talvez isso seja explicado pelo fato de que essa indústria não utiliza muitos insumos estrangeiros e que seu interesse esteja mais em volta do mercado interno, com o choque de um desvio padrão na taxa de câmbio, a produção aumenta em até dois desvio padrões, a SELIC se mostra pouco inexpressiva também, com a mudança de um desvio padrão na SELIC, a produção industrial de bens semi e não duráveis tem uma diminuição de um desvio padrão nos dois primeiros trimestres.

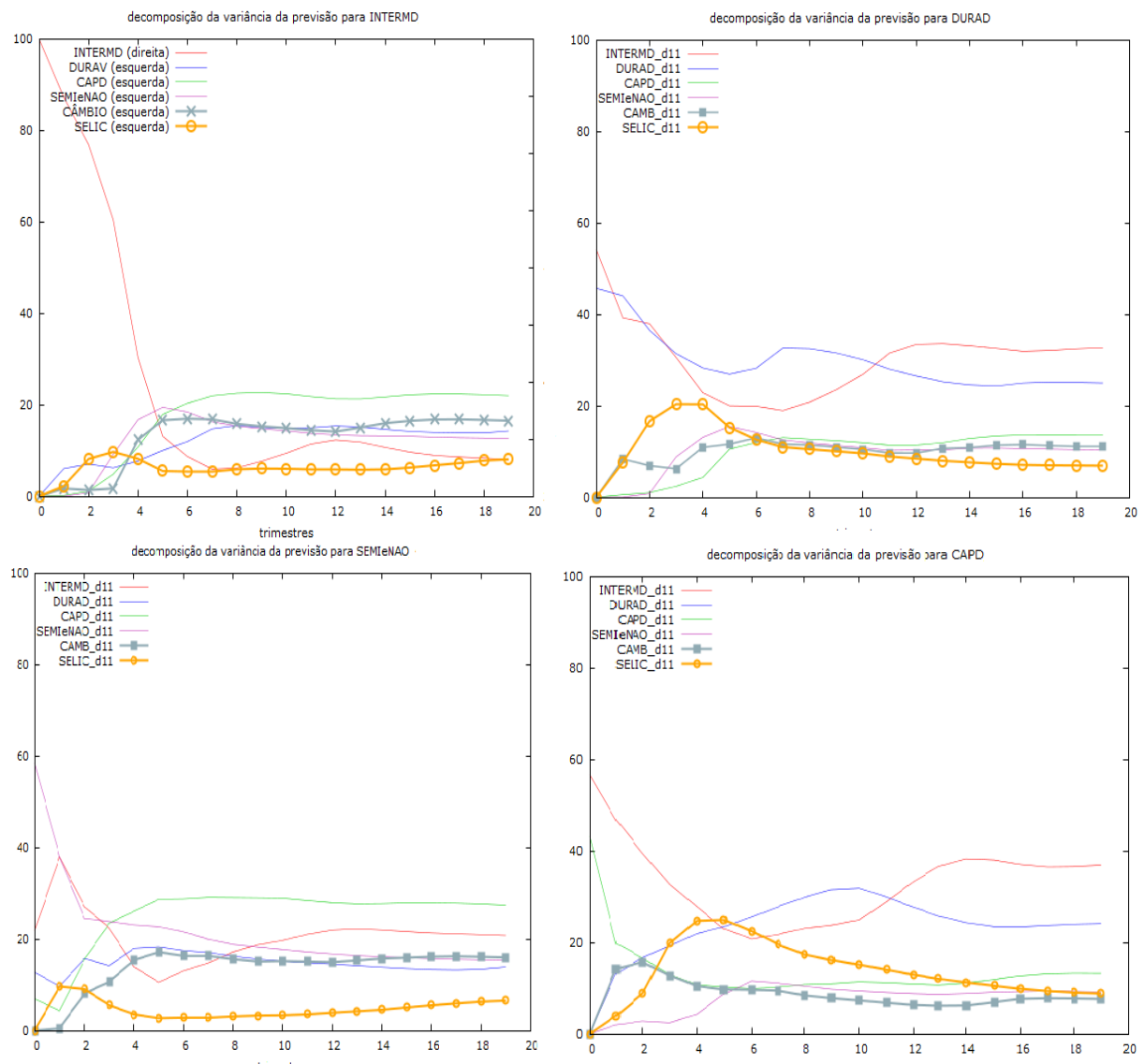
FIGURA 5 – Reação de todos os setores da produção industrial calculadas com o método VECM



Fonte: O Autor.

Na figura 6, temos a representação da decomposição da variância de produção desagregada estimada pela metodologia VAR, a variável Selic possui pouco poder de influência para a decisão de produção nos setores de bens intermediários e semi e não duráveis, tendo uma participação, em média de 5% a 10%, os setores que possuem uma grande participação da variável Selic são os setores de bens duráveis e de bens de capitais, com uma taxa média de participação de 15% a 20%. A variável câmbio possui uma participação significativa em todos os setores, mas podemos destacar o setor de bens intermediários, onde a participação começa baixa, mas a partir de 4 trimestres ela aumenta para 20% e se mantém constante ao restante do tempo.

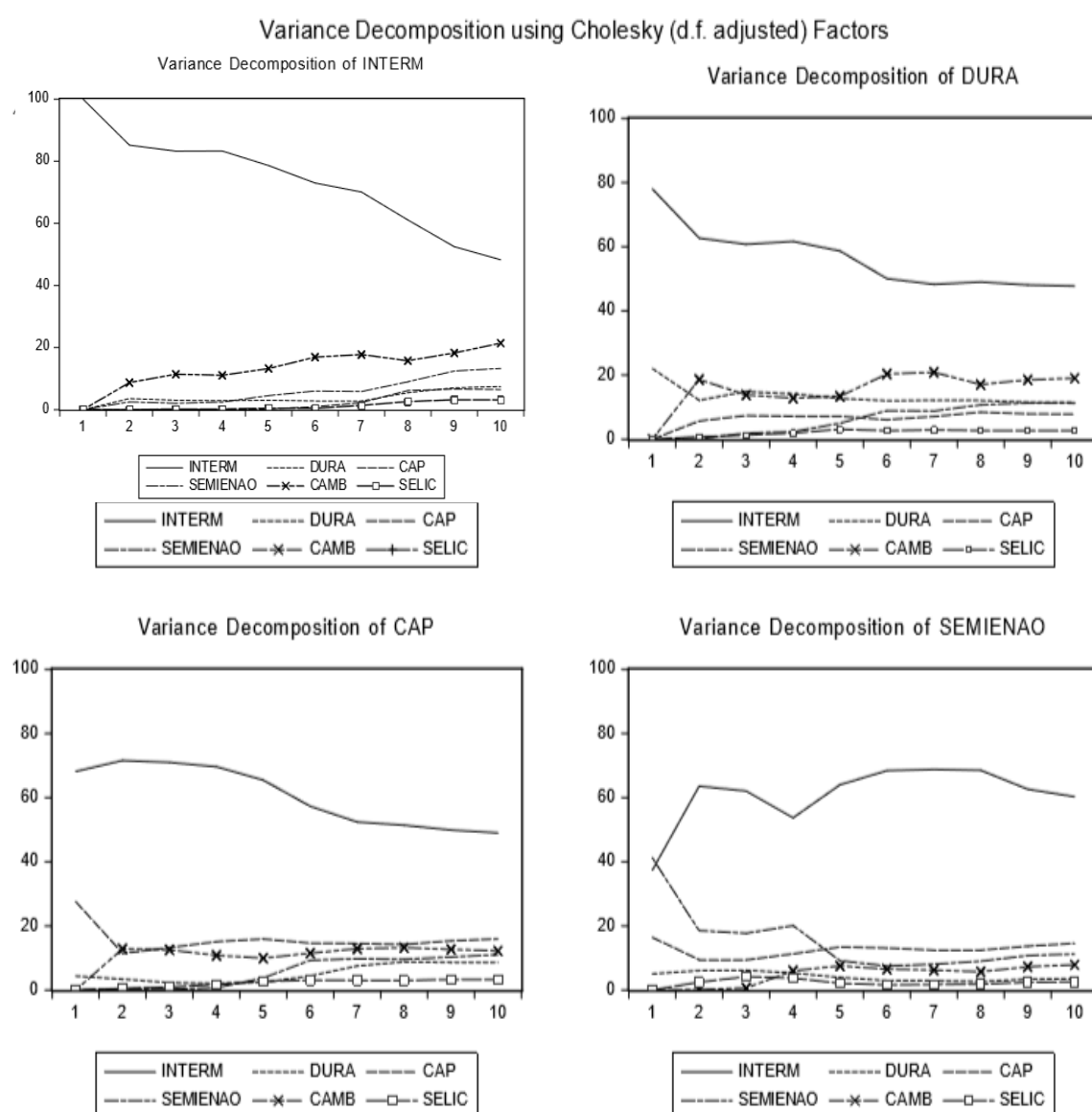
FIGURA 6 – Decomposição da variância do modelo de produção desagregada estimada pela metodologia VAR.



Fonte: O Autor.

Na figura 7, a decomposição da variância do modelo VECM desagregado mostra que é expressivo o impacto do câmbio para a determinação da produção, sua participação é, em média, de 20% em todos os setores, mas é mais expressivo no setor industrial de bens intermediários e duráveis, como já mencionado, possui pouca participação no setor de semi e não duráveis. A SELIC pelo contrário, possui uma participação baixa, na que mais se destaca é no setor de semi e não duráveis, porém, em outros setores, sua participação parece ser mínima, por volta de 5%.

FIGURA 7 – Decomposição da variância do modelo de produção desagregada estimada pela metodologia VECM.



Fonte: O Autor.

6 CONCLUSÃO

Os testes empíricos realizados anteriormente sugerem que os mecanismos de transmissão da política monetária na economia brasileira estão atuando na forma esperada, pelo menos quando se observa seus efeitos no curto prazo sobre a produção industrial desagregada. Isto é, um aumento na taxa de juros contrai a produção no curto prazo até que esta retorna ao seu valor de equilíbrio quando o efeito do choque se extingue.

Verificou-se também que, uma vez que o aumento da taxa de juros tem um efeito de valorizar a taxa de câmbio no curto prazo, o canal de transmissão da política monetária via taxa de câmbio aparenta estar de acordo com o esperado pela literatura tradicional. Se admitirmos simetria nos resultados, uma valorização da taxa de câmbio gera um efeito positivo na produção industrial logo após o choque, devido à redução dos custos dos insumos da indústria, mas levaria à contração posteriormente. Este resultado está de acordo com a teoria da “curva J”.¹

Adicionalmente, quando se considera a produção industrial desagregada, observa-se que a produção de bens de capital e duráveis responde mais fortemente a um aumento da taxa de juros do que os não duráveis e intermediários, além daqueles retornarem mais lentamente aos seus valores iniciais. Este resultado também é esperado, uma vez que bens não duráveis, em geral, apresentam preços relativos mais baixos e suas demandas podem ser menos elásticas ao preço e à renda do que no caso dos bens duráveis e de capital. Pindyck (2002) comenta a razão da elasticidade do setor de bens duráveis e de capital ter uma maior elasticidade da demanda mais alta no curto prazo, a elasticidade maior se deve ao fato que, como os preços relativos do bens duráveis são superior em comparação com os bens não duráveis, o consumidor terá a preferência de não adquirir o produto no curto prazo, mas diante ao longo do tempo, os produtos se desgastam, ou produtos com maior tecnologia são inseridos no mercado, tornando a elasticidade da demanda por bens duráveis e de capital menos elástica no longo prazo.

Contudo, como coloca Barboza (2015), os canais de transmissão da política monetária brasileira podem estar parcialmente obstruídos por algumas fricções, o que faz com que a taxa de juros necessária para estabilizar o nível de preços seja maior do que seria necessário em uma situação em que as seguintes fricções fossem amenizadas: (i) segmentação no mercado de crédito, com alta participação do crédito direcionado; (ii) baixa penetração do crédito livre no processo de determinação da renda; (iii) truncada estrutura a termo da taxa de juros; (iv) participação de Letras Financeiras do Tesouro (LFTs) na composição da dívida pública, e; (v) participação de preços administrados na composição do índice oficial de inflação (IPCA).

¹ Para maiores informações a respeito da curva J, ler Blanchard (2011) paginas 368 e 369.

Desta forma, pode-se considerar que a desobstrução desses canais melhoraria o desempenho da transmissão da política monetária, diminuindo o custo, em termos de aumento na taxa de juros, dos objetivos de tal política.

Sendo assim, embora entenda-se que o presente trabalho responde ao seu objetivo principal, ou seja, analisar as relações lineares da produção industrial desagregada a choques da política monetária, tal tema pode ser expandido com o estudo de contrafactuais que analisam os mesmos efeitos em um cenário em que as obstruções aos canais de atuação dessa política fossem abrandadas. Desta forma, acredita-se que tais fatores possivelmente levariam a uma maior potência da política estudada.

REFERÊNCIAS

ARQUETE, L.; JAYME-JR., F.; Política Monetária, Preços E Produto No Brasil (1994-2002): Uma Aplicação De Vetores Auto-Regressivos. **XXXI Encontro Nacional de Economia da ANPEC**, 2003.

BARBOZA, R. Taxa De Juros E Mecanismos De Transmissão Da Política Monetária No Brasil. **Revista De Economia Política**, v. 35, n. 1, p.133-155. 2005

BERNANKE B.; BLINDER A. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. **American Economic Review**, v. 82, p. 901–921. 1992.

BERNANKE B.; MIHOV, I. Measuring Monetary Policy. **The Quarterly Journal of Economics**, 1998, v. 113, n. 3, p. 869-902. 1998.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside The Black Box: The Credit Channel Of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economics Perspectives**, v. 9, p. 27–48. 1995.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia**. 5ª Edição, Editora Pearson, São Paulo. n. 5, p. 368-369. 2011.

BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. Editora Cengage Learning, São Paulo. n. 7, p.195-271. 2008.

CARVALHO, F. J. C.; SOUZA, F. E. P.; SICSÚ, J.; PAULA, L. F. R.; STUDART, R. Economia monetária e financeira. **Elsevier Campus**, Rio de Janeiro. n. 14. p.197-210. 2007.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação De Modelos VAR e Causalidade De Granger: Uma Nota De Advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2 p.251-260. 2010

GERTLER, M.; GALI. J.; CLARIDA. R. Monetary Policy Rules In Practice Some International Evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, 1033-1067. 1998.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. Editora AMGH, Porto Alegre. n. 21, p.742-758. 2011.

KYDLAND, E. F.; PRESCOTT E. C. Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. **The Journal of Political Economy**, p.473–492. 1977.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. Editora Prentice Hall, Upper Saddle River. n.2, p. 36-38. 2002

SCHWARTSMAN, A. “Sobre Jabutis e Jabuticabas”. **Jornal Valor Econômico**, jul. 2011.

SICSÚ, J. Teoria e Evidências do Regime de Metas Inflacionárias. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 1. p.85. 2002.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, p.1–48. 1980.

SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, P. 975–1000. 1992.

Sims, C.; Stock, J.; Watson, M. Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. **Econometrica** v. 58, p. 113-144. 1990.

TAYLOR, J. B. Discretion Versus Policy Rules In Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, n. 1, p.195-214. 1993.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework., **Journal of Economic Perspectives**, v. 9. p.11–26. 1995.

TOMAZZIA E.; MEURER R. O Mecanismo De Transmissão Da Política Monetária No Brasil: Uma Análise Em Var Por Setor Industrial. **Economia Aplicada**, v, 13, n. 4, p. 371-398. 2008.

1. Apêndice

Tabela 3 - Teste LM de Autocorrelação modelo VAR DESAGREGADO

Observações: 47						
Hipótese Nula: Sem auto correlação no lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	43.11 499	36	0.193 2	1.246160	(36, 73.0)	0.2113
2	42.97 490	36	0.197 2	1.241069	(36, 73.0)	0.2155
3	43.81 550	36	0.173 8	1.271741	(36, 73.0)	0.1911
4	53.35 084	36	0.031 3	1.640483	(36, 73.0)	0.0372
5	18.31 854	36	0.993 7	0.457751	(36, 73.0)	0.9943

Fonte: O Autor.

Tabela 4 - Teste LM de Autocorrelação modelo VEC (PRODUÇÃO DESAGREGADA)

Observações: 47						
Hipótese Nula: Sem auto correlação no lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	31.08110	36	0.7015	0.632011	(36, 11.5)	0.8567
2	36.22681	36	0.4581	0.820207	(36, 11.5)	0.6910
3	44.83298	36	0.1484	1.221676	(36, 11.5)	0.3731
4	72.10213	36	0.0003	3.688771	(36, 11.5)	0.0107
5	25.09898	36	0.9135	0.451886	(36, 11.5)	0.9658
6	59.37456	36	0.0084	2.246369	(36, 11.5)	0.0710

Hipótese Nula: Sem
autocorrelação no lag 1 até
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	31.08110	36	0.7015	0.632011	(36, 11.5)	0.8567
2	NA	72	NA	NA	(72, NA)	NA
3	NA	108	NA	NA	(108, NA)	NA
4	NA	144	NA	NA	(144, NA)	NA
5	NA	180	NA	NA	(180, NA)	NA
6	NA	216	NA	NA	(216, NA)	NA

Fonte: O Autor.

Tabela 7 - Teste de normalidade Jarque-Bera

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Hipótese nula: Os resíduos são normais. Período: 2002Q1 2015Q3			
Observações: 47			
Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	32.33922	2	0.0000
2	2.801239	2	0.2464
3	4.053807	2	0.1317
Joint	39.19426	6	0.0000
*Approximate p-values do not account for coefficient estimation			

Fonte: O Autor.

Tabela 8 - Raízes do polinômio característico modelo VAR (PRODUÇÃO DESAGREGADA)

Variáveis endógenas: INTERM DURA CAP SEMIENAO CAMB SELIC Lag usado : 5	
Root	Modulus
0.998030	0.998030
0.985729 - 0.079028i	0.988892
0.985729 + 0.079028i	0.988892
0.758677 + 0.463114i	0.888856
0.758677 - 0.463114i	0.888856
-0.401329 + 0.780234i	0.877399
-0.401329 - 0.780234i	0.877399
0.670689 - 0.539835i	0.860956
0.670689 + 0.539835i	0.860956
0.380050 - 0.770081i	0.858757
0.380050 + 0.770081i	0.858757
0.814786 - 0.235097i	0.848025
0.814786 + 0.235097i	0.848025
0.604487 - 0.574770i	0.834125
0.604487 + 0.574770i	0.834125
-0.661889 + 0.470527i	0.812092
-0.661889 - 0.470527i	0.812092
-0.735333 - 0.278636i	0.786354
-0.735333 + 0.278636i	0.786354
-0.773366	0.773366
-0.303959 - 0.682673i	0.747284
-0.303959 + 0.682673i	0.747284
0.026086	0.026086
Nenhuma raiz fora do círculo unitária O modelo VAR satisfaz a condição de estabilidade	

Fonte: O Autor.

Tabela 9 - Teste de heterocedasticidade modelo VAR (PRODUÇÃO DESAGREGADA)

Observações: 51 Período: 2002Q1 2015Q3			
Joint test:			
Chi-sq	df	Prob.	

1022.927	1008	0.3648			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(48,2)	Prob.	Chi-sq(48)	Prob.
res1*res1	0.906944	0.406091	0.9041	46.25413	0.5446
res2*res2	0.928149	0.538238	0.8330	47.33561	0.5000
res3*res3	0.979726	2.013551	0.3883	49.96605	0.3952
res4*res4	0.961269	1.034132	0.6125	49.02472	0.4318
res5*res5	0.942125	0.678273	0.7609	48.04836	0.4709
res6*res6	0.989275	3.843326	0.2280	50.45302	0.3767
res2*res1	0.939516	0.647218	0.7763	47.91530	0.4763
res3*res1	0.932245	0.573293	0.8143	47.54449	0.4914
res3*res2	0.964152	1.120653	0.5836	49.17176	0.4260
res4*res1	0.938992	0.641305	0.7793	47.88860	0.4774
res4*res2	0.941317	0.668363	0.7658	48.00717	0.4726
res4*res3	0.955061	0.885509	0.6683	48.70809	0.4444
res5*res1	0.941681	0.672791	0.7636	48.02572	0.4718
res5*res2	0.948950	0.774527	0.7157	48.39645	0.4568
res5*res3	0.982423	2.328860	0.3466	50.10357	0.3899
res5*res4	0.955192	0.888226	0.6672	48.71479	0.4441
res6*res1	0.910974	0.426364	0.8933	46.45970	0.5361
res6*res2	0.928627	0.542119	0.8309	47.35997	0.4990
res6*res3	0.972291	1.462064	0.4905	49.58685	0.4098
res6*res4	0.944762	0.712643	0.7443	48.18286	0.4654
res6*res5	0.975218	1.639680	0.4524	49.73613	0.4040

Fonte: O Autor.

Tabela 10 – Teste de heterocedasticidade modelo VEC (PRODUÇÃO DESAGREGADA)

Período: 2002Q1 2015Q3 Observações: 51					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
974.6127	966	0.4166			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(46,4)	Prob.	Chi-sq(46)	Prob.
res1*res1	0.978640	3.983952	0.0924	49.91062	0.3207
res2*res2	0.937612	1.306855	0.4466	47.81823	0.3988
res3*res3	0.862208	0.544116	0.8622	43.97263	0.5575
res4*res4	0.944750	1.486906	0.3856	48.18223	0.3846
res5*res5	0.963899	2.321737	0.2143	49.15884	0.3478
res6*res6	0.891622	0.715391	0.7504	45.47274	0.4942
res2*res1	0.949847	1.646860	0.3406	48.44218	0.3747
res3*res1	0.937851	1.312202	0.4446	47.83039	0.3983
res3*res2	0.956219	1.899226	0.2833	48.76718	0.3624
res4*res1	0.930377	1.162015	0.5053	47.44925	0.4134
res4*res2	0.864615	0.555334	0.8551	44.09537	0.5523
res4*res3	0.926039	1.088750	0.5387	47.22799	0.4222
res5*res1	0.983037	5.039255	0.0621	50.13488	0.3128
res5*res2	0.961315	2.160837	0.2374	49.02705	0.3527
res5*res3	0.934640	1.243462	0.4712	47.66663	0.4047
res5*res4	0.976826	3.665438	0.1060	49.81815	0.3240

res6*res1	0.918879	0.984983	0.5906	46.86284	0.4369
res6*res2	0.956413	1.908068	0.2815	48.77708	0.3620
res6*res3	0.971016	2.913205	0.1527	49.52182	0.3346
res6*res4	0.774431	0.298542	0.9827	39.49597	0.7397
res6*res5	0.928794	1.134241	0.5176	47.36850	0.4166

Fonte: O Autor.

Tabela 11 - Teste de co-integração de Johansen

Trend assumption: Quadratic deterministic trend				
Series: INTERM DURA CAP SEMIENAO CAMB SELIC				
Lags interval (in first differences): 1 to 5				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.945310	356.3292	107.3466	0.0000
At most 1 *	0.846884	213.9319	79.34145	0.0000
At most 2 *	0.780416	121.9805	55.24578	0.0000
At most 3 *	0.539797	47.69556	35.01090	0.0014
At most 4	0.178620	9.667298	18.39771	0.5129
At most 5	0.000522	0.025577	3.841466	0.8729
Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.945310	142.3973	43.41977	0.0000
At most 1 *	0.846884	91.95140	37.16359	0.0000
At most 2 *	0.780416	74.28499	30.81507	0.0000
At most 3 *	0.539797	38.02827	24.25202	0.0004
At most 4	0.178620	9.641721	17.14769	0.4312
At most 5	0.000522	0.025577	3.841466	0.8729
Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level				
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level				
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values				

Fonte: O Autor.