

Universidade Federal de Juiz de Fora
Faculdade de Economia
Programa de Pós-Graduação em Economia

Filipe Rodrigues dos Santos

Incerteza Econômica e a Eficácia da Política Monetária no Brasil

Juiz de Fora

2019

Filipe Rodrigues dos Santos

Incerteza Econômica e a Eficácia da Política Monetária no Brasil

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Economia, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Coorientador: Luckas Sabioni Lopes

Juiz de Fora

2019

Ficha catalográfica elaborada através do Modelo Latex do CDC da UFJF
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Rodrigues dos Santos, Filipe.

Incerteza Econômica e a Eficácia da Política Monetária no Brasil /
Filipe Rodrigues dos Santos. – 2019.

74 f. : il.

Orientador: Wilson Luiz Rotatori Corrêa

Coorientador: Luckas Sabioni Lopes

Dissertação (mestrado acadêmico) – Universidade Federal de Juiz de
Fora, Faculdade de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia,
2019.

1. Política Monetária. 2. Incerteza Econômica. 3. TVAR. 4. Brasil. I.
Rotatori Corrêa, Wilson Luiz, orient. II. Sabioni Lopes, Luckas, coorient.
III. Título.

**INCERTEZA ECONÔMICA E A EFICÁCIA DA POLÍTICA
MONETÁRIA NO BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, na área de concentração em Economia, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: 27/02/2019

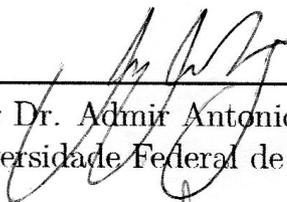
BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Wilson Luiz Rotatori Corrêa - Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora



Professor Dr. Lucas Sabioni Lopes - Coorientador
Universidade Federal de Juiz de Fora



Professor Dr. Admir Antonio Betarelli Junior
Universidade Federal de Juiz de Fora



Professor Dr. Leonardo Bornacki de Mattos
Universidade Federal de Viçosa

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar gostaria de agradecer a Deus que me deu condições para a realização desse curso.

Também gostaria de agradecer especialmente aos Professores Wilson e Luckas que aceitaram o convite e contribuíram grandemente com sugestões, correções e conselhos para o desenvolvimento do trabalho.

Agradeço também aos meus colegas do mestrado, Diego, Djavan e Romilson, pela companhia durante esse tempo.

Por fim, agradeço à minha família, que mesmo estando longe sempre me deram grande apoio para a conclusão do curso. Sem eles nada disso seria possível.

“In this world nothing can be said to be certain, except death and taxes”
(Benjamin Franklin, 1789)

RESUMO

Nos últimos anos, em especial com a crise americana de 2008, os impactos causados pela incerteza econômica têm chamado à atenção de diversos pesquisadores na busca por verificar os impactos causados pela incerteza na economia. Diante disso, diversos trabalhos foram feitos, e para diferentes áreas da economia, para estudar as consequências da incerteza sobre a economia. Entretanto, uma crítica levantada se refere ao fato de que boa parte dos trabalhos empíricos que buscam testar os impactos da incerteza se preocupam em estudar se esse impacto depende das fases que a economia está experimentando, enquanto que tem existido poucos trabalhos empíricos que buscam estudar o possível papel desempenhado pela incerteza em influenciar os efeitos de outros choques estruturais, como os da política monetária, na economia. Em vista disso, o objetivo do presente trabalho será investigar se os efeitos da política monetária brasileira são menos efetivos em impactar a atividade econômica e inflação nos momentos de elevada incerteza. Mais especificamente os objetivos são: a) Mensurar os impactos dos choques de política monetária na presença de incerteza e b) Verificar se existe uma diferença no impacto sobre a dinâmica das variáveis na presença de diferentes regimes de incerteza. Como metodologia será estimado um *Structural Vector Autoregressive* (SVAR) para a identificação dos choques de política monetária e um *Threshold Vector Autoregression* (TVAR), que irá permitir a análise dos choques de política monetária na inflação e produto da economia em diferentes regimes de incerteza. Os resultados apontam que os choques da política monetária brasileira são mais eficazes em impactar o produto e a inflação no período de baixa incerteza.

Palavras-chave: Política Monetária. Incerteza Econômica. TVAR. Brasil.

ABSTRACT

Over recent years, especially with the US crisis of 2008, the impacts caused by economic uncertainty have drawn the attention of several researchers in the search to verify the impacts caused by the uncertainty in the economy. In the light of this, several works were done, and for different areas of the economy, to study the consequences of uncertainty about the economy. However, a critique raised refers to the fact that much of the empirical work that seeks to test the impacts of uncertainty is concerned with studying whether this impact depends on the phases the economy is experiencing, whereas there have been few empirical studies that seek to study the possible role played by uncertainty in influencing the effects of other structural shocks, such as those of monetary policy, on the economy. In view of this, the objective of the present study will be to investigate if the effects of Brazilian monetary policy are less effective in impacting economic activity and inflation in times of high uncertainty. More specifically the objectives are: a) Measurement of performance of monetary policy shocks in the presence of uncertainty b) To verify if there is a difference in the impact on the dynamics of the variables in the presence of different uncertainty regimes. As methodology will be estimated a *Structural Vector Autoregressive* (SVAR) for the identification of monetary policy shocks and a *Threshold Vector Autoregression* TVAR which will allow the analysis of the monetary policy shocks in inflation and product on the economy in different uncertainty regimes. The results indicate that the shocks of the brazilian monetary policy are more effective in impacting the product and the inflation in the period of low uncertainty.

Key-words: Monetary Policy. Economic Uncertainty. TVAR. Brazil.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – GAP.	22
Figura 2 – EI.	23
Figura 3 – IPCA.	23
Figura 4 – IPCA-Livre.	23
Figura 5 – SELIC.	24
Figura 6 – IIE-Br.	24
Figura 7 – EPU.	24
Figura 8 – IIE-Br.	34
Figura 9 – EPU.	36
Figura 10 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	37
Figura 11 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	38
Figura 12 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	39
Figura 13 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	40
Figura 14 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	41
Figura 15 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	42
Figura 16 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	43
Figura 17 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.	44
Figura 18 – Threshold Estimado com IPCA	46
Figura 19 – Threshold Estimado com IPCA	46
Figura 20 – Threshold Estimado com IPCA-Livre	47
Figura 21 – Threshold Estimado com IPCA-Livre	47
Figura 22 – GIRF - EPU	48
Figura 23 – GIRF - IIE	49
Figura 24 – GIRF - EPU com IPCA-Livre	51
Figura 25 – GIRF - IIE com IPCA-Livre	52
Figura 26 – Modelo com Produção Industrial - EPU	54
Figura 27 – Modelo com Produção Industrial - EPU com IPCA-Livre	55
Figura 28 – Modelo com Produção Industrial - IIE	56
Figura 29 – Modelo com Produção Industrial - IIE com IPCA-Livre	57
Figura 30 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - EPU	58
Figura 31 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - EPU com IPCA-Livre	59
Figura 32 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - IIE	60
Figura 33 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - IIE com IPCA-Livre	61
Figura 34 – Modelo com Alteração nas defasagens - EPU	62
Figura 35 – Modelo com Alteração nas defasagens - EPU com IPCA-Livre	63
Figura 36 – Modelo com Alteração nas defasagens - IIE	64
Figura 37 – Modelo com Alteração nas defasagens - IIE com IPCA-Livre	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Descrição das Variáveis Utilizadas	21
Tabela 2 – Teste LR com IPCA e IPCA-Livre (p-valor em parênteses)	45
Tabela 3 – Resultados Modelo TVAR com IPCA e IPCA-Livre	45
Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária	72
Tabela 5 – Modelo SVAR	73
Tabela 6 – Modelo TVAR	73
Tabela 7 – Teste LR para Sobreidentificação	74

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

BCB	Banco Central do Brasil
SVAR	<i>Structural Vector Autoregressive</i>
TVAR	<i>Threshold Vector Autoregression</i>
COPOM	Comitê de Política Monetária
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IBRE	Instituto Brasileiro de Economia
EPU	<i>Economic Policy Uncertainty</i>
IIE-Br	Índice de Incerteza da Economia Brasileira
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
VAR	<i>Vector Autoregressive</i>
STVAR	<i>Smooth Transition Vector Autoregression</i>
IVAR	<i>Interacted Vector Autoregressive</i>
GIRF	Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas
IBC-Br	Índice de Atividade Econômica do Banco Central

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO	15
2.1	Choques de Política Monetária para o Brasil	18
3	METODOLOGIA	21
3.1	Dados	21
3.2	Estratégia Empírica	25
3.2.1	Modelo SVAR	25
3.2.1.1	Funções de Resposta ao Impulso	27
3.2.2	Modelo TVAR	27
3.2.2.1	Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas	30
3.3	Mensurando Incerteza Econômica	31
3.3.1	Frequência de Palavras-Chaves em Jornais	33
3.3.1.1	Índice de Incerteza da Economia Brasileira (IIE-Br)	33
3.3.1.2	Economic Policy Uncertainty (EPU)	34
4	RESULTADOS	37
4.1	Choques de Incerteza e da Política Monetária	37
4.2	Incerteza e os Efeitos sobre a Política Monetária	45
4.2.1	Robustez	53
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	66
	REFERÊNCIAS	67
	ANEXO A – Resultados Testes de Raiz Unitária	72
	ANEXO B – Resultados dos Testes de Defasagens	73
	ANEXO C – Teste LR para Sobreidentificação	74

1 INTRODUÇÃO

A recente experiência da crise financeira de 2008, a qual ocorreu após um longo período de estabilidade macroeconômica em nível internacional, reacendeu o interesse da pesquisa econômica em análises que avaliam as consequências do aumento da incerteza¹ sobre a atividade econômica agregada (BAKER et al., 2016), os fluxos de comércio internacional (GOURIO et al., 2015), o mercado bancário e creditício (ALESSANDRI; MUMTAZ, 2014), dentre outras.

Dentre esses trabalhos, cita-se Bernanke (1983) e Dixit e Pindyck (1994). Ambos os autores, utilizando-se abordagem de *real options*², mostram que a incerteza causa impactos negativos na economia, principalmente nas decisões de investimento e de contratações das firmas. De acordo com Bernanke (1983), em ambientes de alta incerteza as firmas têm incentivos a postergarem investimentos e contratações de mão de obra, dada a característica de irreversibilidade de muitas decisões tomadas pelas empresas na economia seria muito custoso para as empresas desistirem de um projeto de investimento como também demitir ou contratar trabalhadores.

Em outro estudo, Bloom (2014) destaca que uma das principais características da incerteza é que ela é contracíclica, isto é, ela aumenta em períodos de recessão e se reduz em momentos de booms. O autor ressalta que para todas as *proxies* de incerteza, tanto micro como macro, é consenso na literatura que elas tendem a ser maiores em momentos de recessão. Também outros dois importantes resultados são apresentados. O primeiro mostra que o grau de impacto da incerteza na economia pode ser influenciado pelo nível de desenvolvimento dos países. Onde países em desenvolvimento, como os emergentes, apresentariam um grau de incerteza maior, em torno de um terço, do que países desenvolvidos. Em segundo, Bloom mostra que o impacto da incerteza é negativo a curto prazo, levando a quedas no crescimento, contratações e no consumo. Entretanto, os efeitos da incerteza a longo prazo não são bastantes claros, em que existe evidências de que a incerteza a longo prazo pode incentivar investimentos em P&D. Outros resultados que também encontraram efeitos negativos da incerteza sobre a economia podem ser vistos nos trabalhos de Baker e Bloom (2013) e Baker et al. (2016).

Ressalta-se que semelhantemente aos trabalhos anteriormente citados, estudos para verificar a influência da incerteza econômica sobre variáveis macroeconômicas também foram feitos para a economia brasileira, entretanto, esse campo de pesquisa parece ainda

¹ Segundo Moore (2017), incerteza econômica se refere a imprevisibilidade da atividade econômica futura. Isto é, incerteza econômica implica que o resultado, positivo ou negativo, futuro da economia é imprevisível.

² A abordagem de real-options diz que em momentos de incerteza as empresas se tornam mais cautelosas para fazer investimentos e contratações, e os consumidores mais cautelosos quanto ao consumo de bens duráveis. Para mais detalhes ver, por exemplo, Bernanke (1983), Brennan e Schwartz (1985), McDonald e Siegel (1986) e Dixit e Pindyck (1994).

pouco explorado no Brasil. Destaca-se, até o momento, os trabalhos de Filho (2014), Godeiro e Lima (2017) e Barboza e Zilberman (2018). Filho (2014), estudando a relação entre incerteza e atividade econômica no Brasil, estimou modelos VARs bivariados para o período de 2003 a 2013. Os resultados deram indícios de efeitos negativos dos choques de incerteza na economia brasileira, em especial na produção industrial e na confiança dos consumidores.

Já o estudo de Godeiro e Lima (2017), através da construção de uma medida de incerteza macroeconômica baseada na metodologia de Jurado et al. (2015), descobriram que o aumento do nível de incerteza precedeu a duas últimas recessões no Brasil. Ademais, os autores destacam que mudanças na política econômica a partir de 2010 e 2011, elevaram de forma substancial o nível de incerteza sobre a economia brasileira.

Por fim, Barboza e Zilberman (2018) investigaram o impacto da incerteza na economia brasileira por meio da estimação de modelos VAR e utilizando diferentes medidas de incerteza. Os resultados alcançados mostraram que choques de incerteza têm efeitos contracionistas significativos na atividade econômica brasileira. Além disso, os autores ressaltam que caso não houvesse a expansão da incerteza doméstica observada a partir do segundo semestre de 2014, a produção industrial em 2015 teria sido, em média, algo entre 0.9% e 3.9% maior, dependendo da *proxy* de incerteza utilizada.

Mas apesar do interesse em analisar os efeitos diretos dos choques de incerteza sobre a economia, Pellegrino (2017) destaca que outra linha de pesquisa relevante busca estudar o papel desempenhado pela incerteza em influenciar os efeitos de outros choques estruturais, como os da política monetária, na economia. Nesse sentido, alguns trabalhos teóricos sugerem que a política monetária em momentos de alta incerteza é menos efetiva. Por exemplo, Bernanke (1983), Dixit e Pindyck (1994) e Bloom (2009) salientam que alta incerteza pode incentivar os agentes econômicos a postergarem suas decisões, como de consumo e investimento, na busca de melhores informações quanto a trajetória da economia. Dessa maneira, em razão dessa cautela dos agentes econômicos, estímulos vindos da política monetária não poderiam surtir seu total efeito.

Outros trabalhos, como Vavra (2013) e Baley e Blanco (2015), explicam a baixa efetividade da política monetária em momentos de alta incerteza como resultado da maior flexibilidade dos níveis de preços nestes contextos. Os resultados de Vavra (2013) mostram que nos momentos de alta volatilidade a frequência de ajustamento e dispersão dos preços se elevam, ocasionando uma maior flexibilidade no nível de preços agregado. Desta maneira, Vavra (2013) destaca que em decorrência dessa maior sensibilidade do nível de preços, estímulos nominais em momentos de alta incerteza podem gerar mais inflação do que um crescimento real da economia. Estudos empíricos que também suportam a hipótese de um efeito menos pronunciado da política monetária sob regimes de alta incerteza são devidos à Aastveit et al. (2013), Castelnuovo e Pellegrino (2016), Balcilar et al. (2017), Caggiano

et al. (2017), Pellegrino (2017) e Pellegrino (2018).

Observando para o caso brasileiro, constata-se que trabalhos empíricos que estudam os efeitos da política monetária em diferentes regimes de incerteza ainda são poucos examinados. Por exemplo, trabalhos como os de Arquete e Júnior (2003), Minella et al. (2003), Céspedes et al. (2008), Tomazzia (2009), Mendonça et al. (2010), Mello e Moccero (2011), Filho (2017) e Fonseca et al. (2018) encontram que os choques da política monetária brasileira têm efeitos significativos sobre a inflação, produto, taxa de câmbio e dentre outras variáveis. Contudo, se tais resultados são ou não influenciados por diferentes níveis de incerteza, no sentido de que um choque na taxa de juros pode ter um diferente efeito na economia diante de regimes de baixa e alta incerteza, é uma questão a ser respondida.

Ademais, cabe destacar que uma investigação dos efeitos da política monetária nos momentos de incerteza é oportuna para a economia brasileira. Em primeiro, o país atravessa, há alguns anos, um período de alta incerteza³. Acontecimentos no âmbito político, piora nas contas fiscais e a não aprovação de ajustes nas contas públicas, estão contribuindo para o aumento da instabilidade no país. Em segundo, o Banco Central do Brasil (BCB) iniciou em outubro do ano de 2016 um ciclo de redução na taxa básica de juros da economia, levando no ano de 2018 a taxa de juros para seu menor nível histórico, de 6.5% a.a. Desse modo, é justificável uma pesquisa que trate das relações entre incerteza e política monetária no Brasil.

Diante disso, o objetivo do presente trabalho é testar empiricamente a efetividade da política monetária brasileira em períodos de baixa e alta incerteza. Mais especificamente, os objetivos serão:

1. Mensurar os impactos dos choques de política monetária na presença de incerteza.
2. Verificar se existe uma diferença de impacto dos choques de política monetária na dinâmica da atividade econômica e da inflação sobre diferentes regimes de incerteza.

Para esse fim, a estratégia metodológica utilizada consiste de duas etapas. A primeira é a identificação dos choques de política monetária e mensuração de seus impactos através da utilização da metodologia *Structural Vector Autoregressive* (SVAR). A segunda é a utilização do modelo não linear, *Threshold Vector Autoregression* (TVAR), para mensuração de possíveis efeitos assimétricos do choque de política monetária.

Com respeito ao modelo não linear, Hansen (2011) ressalta que os modelos econométricos não lineares estão sendo bastantes utilizados em séries econômicas devido as

³ Segundo Barboza e Zilberman (2018), a incerteza tem se elevado na economia brasileira desde o ano de 2014. Barboza e Zilberman (2018) ressaltam que nos anos de 2015 e 2016 o indicador de incerteza construído por Baker et al. (2016) ficaram acima da média de toda a série histórica do indicador para o Brasil.

suas capacidades em lidarem com variáveis que são dependentes do estado do ciclo em que são utilizadas. Ademais, Hubrich e Teräsvirta (2013) ressaltam que em determinadas situações econômicas os modelos não lineares são mais apropriados. Por exemplo, Hubrich e Teräsvirta (2013) sugerem o uso de modelos não lineares na análise da política monetária dado os efeitos assimétricos dessa política. Desta maneira, será estimado um TVAR.

Segundo Galvão (2003), o modelo TVAR é um modelo não linear que permite definir regimes com diferentes dinâmicas de comportamento para as variáveis a serem utilizadas. Portanto, ele irá permitir a análise dos choques de política monetária na inflação e na atividade econômica em diferentes regimes de incerteza. O período de análise vai de janeiro de 2003 a dezembro de 2017. A escolha desse período se deve a disponibilidade dos dados, pois algumas séries a serem utilizadas no presente trabalho estão disponíveis apenas após os anos 2000. Além disso, a partir de meados de 2003 há uma consolidação do regime de metas para inflação, em que segundo Tomazzia (2009), se tem uma maior predominância do nível de preços na função de reação do Banco Central e efetividade da política monetária sobre o lado real da economia.

O restante desse trabalho envolve, além desta introdução, as seguintes seções: a segunda seção apresenta uma revisão dos trabalhos que verificam os impactos da incerteza na economia dando principalmente enfoque para os trabalhos empíricos que estudam a relação entre incerteza e política monetária, também apresenta uma breve revisão dos estudos que analisam os efeitos dos choques da política monetária sobre a economia brasileira; a terceira seção apresenta os modelos SVAR e TVAR a serem estimados para os objetivos do trabalho, bem como também apresenta a base de dados com suas fontes e tratamentos; a quarta seção traz os principais resultados alcançados pelo trabalho; e, por fim, a quinta seção conclui, apresentando as considerações finais do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

No campo de pesquisa da macroeconomia, existe um interesse crescente na produção de modelos teóricos que possam auxiliar os formuladores de política econômica na condução da política monetária. A exemplo, o programa de pesquisa Novo Keynesiano pode ser considerado como bastante útil nessa tarefa. Os fundamentos desse programa de pesquisa estão estabelecidos no uso de modelos teóricos rigorosos que incluem características como problemas de otimização estabelecidos de maneira para firmas e indivíduos e a formulação da hipótese de expectativas racionais e dentre outros.

Segundo Barbosa (2017), o modelo Novo Keynesiano foi desenvolvido para substituir o modelo tradicional das curvas IS e de Phillips. O principal motivo para justificar sua especificação é de que ele consiste numa aproximação linear de um modelo deduzido a partir de microfundamentos. Dessa maneira, este modelo seria, portanto, imune a crítica de Lucas, de que os parâmetros dos modelos tradicionais, sem microfundamentos, não são invariantes as regras de política econômica.

O modelo Novo Keynesiano é especificado por uma curva de Phillips, uma curva IS, uma regra de política monetária e a condição de que o nível de preços é dado. A curva de Phillips é dada por:

$$\dot{\pi} = -\delta x \quad \delta > 0 \quad (2.1)$$

Nesta curva inexistente uma relação de troca de longo prazo entre inflação (π) e o hiato do produto (x). O nível de preços é predeterminado e os reajustes dos preços não são sincronizados, com uma pequena proporção das empresas reajustando seus preços a cada momento.

Na curva IS supõe que a aceleração do hiato do produto depende da diferença entre a taxa de juros real ($i - \pi$) e a taxa de juros natural (\bar{r}). Isto é:

$$\dot{x} = \sigma(i - \pi - \bar{r}), \quad \sigma > 0 \quad (2.2)$$

Onde σ é a elasticidade de substituição intertemporal do consumo.

A regra de política monetária estabelece que a taxa de juros nominal seja fixada levando-se em conta a taxa de juros natural, a taxa de inflação, o hiato da inflação medido pela diferença entre a taxa de inflação e a meta de inflação do Banco Central, e o hiato do produto de acordo com:

$$i = \bar{r} + \pi + \phi(\pi - \bar{\pi}) + \theta x \quad (2.3)$$

Onde o parâmetro ϕ mede a resposta da taxa de juros nominal a uma variação da taxa de inflação. Na regra de Taylor esse parâmetro é positivo, pois a taxa de juros nominal aumenta mais do que a variação da taxa de inflação. Quando este parâmetro for negativo, a reação do Banco Central ao mudar a taxa de juros nominal é menor do que a variação da inflação.

Dessa maneira, por meio destas três equações apresentadas e da condição inicial de que o nível de preços é predeterminado, o modelo teórico apresentado permite verificar o impacto dos choques da política monetária sobre importantes variáveis, como atividade econômica e inflação.

Com respeito aos choques de política monetária, existe um esforço para analisar os efeitos dos choques monetários. A esse respeito cita-se Christiano et al. (1999), que em um extenso estudo empírico apresenta uma discussão sobre três principais abordagens para mensuração dos choques de política monetária.

A primeira, denominada abordagem recursiva, procura modelar explicitamente uma regra de política monetária do Banco Central, analisando as variáveis que a autoridade monetária observa como também o seu instrumento de operação. E, desse modo, verificar a interação entre o instrumento de operação do Banco Central com as variáveis em análise. A segunda abordagem, diferentemente da primeira, não procura modelar uma regra de política monetária explicitamente, mas procura observar variáveis que supostamente sinalizam as ações do Banco Central. Como exemplo, Rudebusch (1995) ressalta que em determinados períodos mudanças na política monetária podem ser medidas por alterações na taxa de juros. Outros autores como Christiano (1991) e King (1990), assumem que alterações na moeda refletem movimentos na política monetária. Por fim, a terceira abordagem identifica os choques de política monetária com a suposição de que eles não afetam a atividade econômica no longo prazo.

Os principais resultados encontrados por Christiano et al. (1999) mostram que há um efeito qualitativo dos choques de política monetária através das abordagens, no sentido de que alterações na forma de identificação dos choques de política monetária apresentam os mesmos resultados. Isto é, depois de um aumento na taxa de juros, atividade econômica, emprego, salários, nível de preços e agregados monetários se reduzem.

Recentemente, tem surgido um interesse de trabalhos empíricos para analisar a relação entre os efeitos dos choques de política monetária e incerteza. Onde o principal objetivo é verificar se perante momentos de alta incerteza a eficácia da política monetária é reduzida¹. Desse modo, citamos os trabalhos de Aastveit et al. (2013), Castelnovo

¹ A literatura teórica sugere que momentos de incerteza seriam capazes de reduzir os efeitos da política monetária na economia por causa que os agentes se tornariam menos sensíveis a estímulos externos, como mudanças na taxa de juros por exemplo. Para mais detalhes, ver Bernanke (1983), Dixit e Pindyck (1994) e Bloom (2009).

e Pellegrino (2016), Balcilar et al. (2017), Caggiano et al. (2017), Pellegrino (2017) e Pellegrino (2018).

No estudo de Aastveit et al. (2013), o objetivo foi verificar se a incerteza econômica altera o impacto da política monetária na inflação, produto, investimento e consumo privado para os Estados Unidos, Canadá, Reino Unido e Noruega. Foram utilizadas diferentes *proxies* de incerteza e o método econométrico empregado foi um SVAR. O período de análise foi de 1971 a 2011, para os EUA, e de 1980 a 2011 para os demais países.

Os resultados deram indícios de que a política monetária é menos eficaz em momentos de alta incerteza. Para os EUA, foi verificado que os choques da política monetária no produto, investimento e consumo foram bastante reduzidos, cerca de 50%, quando a incerteza é alta. Resultados semelhantes foram encontrados para o Canadá, Reino Unido e Noruega, em que a política monetária teve seu “poder” reduzido nos momentos de elevada incerteza. Além disto, houve evidências de que o grau de incerteza econômica doméstica dos EUA influencia a política monetária no Canadá.

Em outro estudo, Castelnuovo e Pellegrino (2016) estimaram um TVAR para os EUA com a finalidade de analisar os efeitos reais da política monetária em regimes caracterizados por baixa e alta incerteza macroeconômica. Como resultado, os autores encontraram uma baixa eficácia da política monetária no regime de alta incerteza. Onde variáveis reais, como produto, consumo, investimento e horas trabalhadas, tiveram uma baixa resposta diante de uma redução na taxa de juros americana. Além disso, foi constatado que a queda na taxa de juros foi menos persistente quando a incerteza é alta e que a inflação aumentou após essa redução. Esse último resultado, na visão dos autores, é consistente com os trabalhos de Vavra (2013) e Baley e Blanco (2015), em que chamam a atenção para o fato de que os preços tendem a ser mais flexíveis na presença de alta incerteza.

Similarmente aos trabalhos acima citados, Caggiano et al. (2017) e Balcilar et al. (2017) também constataram efeitos reduzidos da política monetária em momentos de incerteza. No estudo de Caggiano et al. (2017), foi estimado um *Smooth Transition Vector Autoregression* (STVAR) para investigar a relação entre choques de incerteza e política monetária nos EUA. O período de análise vai de julho de 1962 a junho de 2008.

Utilizando variáveis financeiras como principal *proxy* para incerteza, os resultados apontaram para uma baixa eficácia a curto prazo da política monetária em estabilizar a atividade econômica diante de choques de incerteza, principalmente em momentos de recessão. Entretanto, a eficácia da política monetária se mostrou maior a médio prazo. Dessa maneira, em virtude dessa baixa sensibilidade da atividade econômica a estímulos monetários frente a momentos de alta incerteza, os autores defendem diferentes medidas para lidar com esse problema.

Já Balcilar et al. (2017), a semelhança de Castelnuovo e Pellegrino (2016) e Caggiano et al. (2017), estimou um modelo VAR não linear, isto é, um *Interacted Vector Autoregressive* (IVAR), para estudar o efeito da política monetária em momentos de alta incerteza. Mas opostamente aos trabalhos citados até aqui, Balcilar et al. (2017) se preocupou com os efeitos da incerteza americana sobre a política monetária da zona do euro. O período de análise vai de janeiro de 1999 a março de 2015. Como medida de incerteza, foi utilizado o índice EPU proposto por Baker et al. (2016).

Os resultados deram indícios de que a incerteza norte-americana tem impactos negativos sobre a política monetária da zona do euro. Foi mostrado que ambos preços e produto reagem mais significativamente a política monetária quando a incerteza americana é baixa do que quando ela é alta. Em vista disso, os autores destacam a importância da integração de mercado e uma maior coordenação quanto a mudanças na política econômica em ambos os lados do Atlântico. Além do mais, com o resultado de baixa eficácia da política monetária sobre momentos de incerteza, Balcilar et al. (2017) defendem um estímulo monetário mais agressivo por parte dos *policymakers* para alcançar o objetivo desejado pela política monetária.

Por fim, Pellegrino (2017) e Pellegrino (2018) através de um modelo IVAR verificaram um baixo “poder” da política monetária em momentos de incerteza. Em Pellegrino (2017), o objetivo foi investigar se o nível de incerteza europeia influencia a efetividade dos choques de política monetária na zona do euro. O período de análise compreende o período de 1995 a 2008. Os resultados apontaram que os efeitos cumulativos dos choques da política monetária são menores durante tempos de incerteza do que em tempos de tranquilidade.

Resultados semelhantes foram encontrados em Pellegrino (2018), que estudou a eficácia da política monetária americana em diferentes estados de incerteza. Os resultados deram indícios de que os efeitos reais da política monetária são menores em tempos de incerteza, onde a reação do produto da economia perante uma redução da taxa de juros é cerca de dois terços menor em tempos de incerteza do que períodos de tranquilidade.

2.1 Choques de Política Monetária para o Brasil

No caso do Brasil, estudos também têm procurado conhecer os efeitos dos choques da política monetária sobre a economia brasileira, como exemplo, Arquete e Júnior (2003) e Minella (2003) procuram, através da metodologia VAR, examinar a política monetária brasileira no período pós-Plano Real. Segundo Arquete e Jayme (2003), que analisaram o período de 1994 a 2002, a política monetária via taxa de juros teve efeito significativo sobre variáveis reais, entretanto houve dificuldades no controle da inflação, dado que houve

indícios do efeito *price puzzle*.²

Por sua vez, Minella (2003) investigou os impactos da política monetária sobre a inflação, o produto e alguns agregados monetários para três períodos distintos entre janeiro de 1975 e dezembro de 2000. Os principais resultados obtidos mostraram que a política monetária teve efeito significativo sobre a produção e os agregados monetários em todas as amostras. Somente no terceiro período, 1994-2000, os choques na política monetária impactaram negativamente a inflação, contudo, este resultado foi bastante sensível à escolha do modelo.

Em outro estudo, Minella et al. (2003) encontrou, por meio da estimação de uma função de reação do BCB, evidências de que a política monetária sobre o regime de metas para inflação tem reagido fortemente as expectativas de inflação e tem sido eficiente em reduzir a persistência inflacionária

Céspedes et al. (2008), através de um modelo SVAR, estudou os impactos da política monetária sobre um grupo de variáveis macroeconômicas brasileiras para dois períodos distintos entre julho de 1996 e dezembro de 2014. Os resultados indicaram que o efeito restritivo da política monetária ocasionou uma queda no produto, inflação e taxa de câmbio em ambos os períodos. Além disso, os resultados de Céspedes et al. (2008) mostram que os efeitos da política monetária são mais rápidos no produto em relação a inflação, visto que sobre a inflação necessita-se de aproximadamente seis meses para o efeito se tornar significativo.

Já Mello e Moccero (2011), buscaram analisar os efeitos do regime de metas para inflação no Brasil, Chile, Colômbia e México com a estimação de um modelo novo keynesiano e regressões VAR. A amostra do estudo variou entre 1996 a 2006, com dados mensais. Ao verificar a função de reação do BCB, os autores concluíram que a política monetária tem respondido com maior intensidade às movimentações da inflação esperada, tornando-se mais *forward-looking*. Entretanto, não foram encontrados efeitos significativos do regime de metas sobre a redução da volatilidade do produto e da taxa de juros.

Estudos também que encontram efeitos negativos dos choques da política monetária brasileira são devidos Tomazzia e Meurer (2009) e Mendonça et al. (2010). No primeiro estudo, foram adotadas especificações VAR em nível, seguindo a metodologia de Toda e Yamamoto (1995), no período de junho de 1999 a dezembro de 2008. Tais autores verificaram efeitos negativos dos choques da taxa de juros sobre a inflação e sobre a produção industrial, especialmente no setor de bens de consumo duráveis e no de bens de demanda industrial.

No caso de Mendonça et al. (2010), foi utilizada a técnica de restrição de sinal

² O efeito *price puzzle* acontece quando ocorre a elevação da taxa de inflação logo após um choque positivo na taxa de juros.

na função resposta ao impulso, proposta por Uhlig (2005), a qual delimita a resposta da inflação a valores negativos em reação aos choques positivos nos juros. A justificativa, baseada em Sims (1992), é dada pela incapacidade dos modelos VAR tradicionais em capturar o componente *forward-looking* da política monetária. Assim, se os bancos centrais esperam inflação mais alta no futuro e reagem hoje alterando a taxa básica, as funções estimadas poderiam indicar uma resposta positiva da inflação às variações nos juros. A amostra analisada pelos autores variou entre julho de 1999 e maio de 2010. Foi possível concluir que a produção real e a inflação responderam negativamente às variações da taxa básica no país.

Estudos mais recentes também têm buscado estudar os efeitos dos choques da política monetária brasileira. A exemplo, Filho (2017) derivando novas medidas de choques de política monetária e estimando um modelo VAR para o período de 2003 a 2011 com dados mensais, encontrou que um choque positivo da política monetária é seguido por uma queda do produto real da economia. No entanto, os efeitos sobre a inflação não foram bastante claros, uma vez que houve o aparecimento do efeito *price puzzle*.

Em Fonseca et al. (2018), foi estimado *Markov-Switching vector autoregressive* (MS-VAR) para testar os efeitos assimétricos da política monetária brasileira. Os resultados apontaram a presença de dois regimes monetários no período, sendo o primeiro regime entre 2000 e 2007 e o segundo regime entre 2007 e 2013. Além disso, foi encontrado os seguintes resultados: i) a resposta da produção industrial a um choque positivo na Selic foi de queda em ambos os períodos; ii) assim como no estudo de Filho (2017), houve o surgimento do efeito *price puzzle* em ambos os regimes e iii) no caso do segundo regime, um aumento na taxa de juros teve um efeito mais persistente sobre o déficit público e na taxa de câmbio.

Do exposto acima, nota-se que os impactos da política monetária sobre a atividade econômica foram como o esperado. Contudo, para a inflação os resultados são menos claros, dado a presença do *price puzzle* em determinados trabalhos. Ademais, uma questão importante a ser respondida, e que será investigada neste estudo, é se os efeitos reais da política monetária podem ou não ser influenciados por diferentes níveis de incerteza. No sentido de que a política monetária pode ter um impacto reduzido sobre a economia quando se está em um regime de alta incerteza se comparado com um regime de baixa incerteza.

3 METODOLOGIA

Nesta seção é apresentada a parte metodológica do trabalho. Em primeiro, os dados com suas respectivas fontes, periodicidades e tratamentos são apresentados. Também é feita uma breve explicação da forma de cálculo das medidas de incerteza utilizadas. Em seguida, o modelo econométrico é apresentado. Inicialmente, é exibido o modelo SVAR que será utilizado para o conhecimento dos efeitos dos choques de incerteza e de política monetária sobre as variáveis em estudo. Por fim, para os objetivos principais da pesquisa, o modelo TVAR é mostrado.

3.1 Dados

Para analisar a eficácia da política monetária brasileira em diferentes regimes de incerteza, foram utilizados o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br); as expectativas de inflação; o IPCA acumulado em 12 meses; o IPCA-Livre acumulado em 12 meses, a taxa SELIC acumulada no mês e anualizada, representando o instrumento de política monetária, e a incerteza econômica, sendo esta última mensurada pelos Índices EPU e IIE-Br. Os dados são de periodicidade mensal e abrangem o período de janeiro de 2003 até dezembro de 2017, totalizando 178 observações. Para mais detalhes observar a Tabela 1.

Tabela 1 – Descrição das Variáveis Utilizadas

Variáveis Utilizadas	Descrição dos Dados	Fonte
GAP	Índice de Atividade Econômica do Banco Central (BCB) des-sazonalizado - (2002=100)	BCB
IPCA	Taxa de inflação acumulada em 12 meses - (% a.a)	BCB
IPCA-Livre	Taxa de inflação dos preços-livres acumulada em 12 meses - (%a.a)	BCB
EI	Expectativa de inflação- IPCA -12 meses à frente	IPEA DATA
SELIC	Taxa de juros Selic acumulada no mês em termos anuais - (% a.a)	BCB
EPU	Economic Policy Uncertainty	Site EPU Index
IIE-Br	Índice de Incerteza da Economia Brasileira	IBRE

A escolha do IPCA como medida de inflação é devida ao fato do BCB utilizar esse índice como índice oficial no regime de metas para inflação. Quanto a escolha desse índice acumulado, é em razão do BCB utilizar a série do IPCA acumulado em 12 meses para monitorar o comportamento da inflação¹. Com respeito a inclusão do IPCA-livre, se dá em razão do IPCA conter componentes de preços administrados, que por respeitarem

¹ Na publicação trimestral do “Relatório de Inflação” o BCB analisa e utiliza essa série para suas projeções da inflação.

contratos, se tornam menos sensíveis aos fatores de oferta e demanda da economia. Assim, como o IPCA-livre é mais sensível aos fatores de oferta e demanda, é possível se ter uma melhor visualização dos choques de política monetária com a inclusão deste índice.

Para extrair a tendência macroeconômica da série do IBC-Br empregou-se o filtro Hodrick-Prescott (filtro HP) ao logaritmo da série, utilizando um lambda igual a 14400 e, em seguida, subtraiu-se da série original, em logaritmo, a sua tendência estimada pelo filtro HP. Feito isto, multiplicou-se a série por 100 a fim de utilizá-la em porcentagem. Ressalta-se também que as séries EPU e IIE-Br foram utilizadas em logaritmo.

Antes da estimação dos modelos SVAR e TVAR, foi testado a estacionariedade das variáveis. Como pode ser observado no ANEXO A, exceto para o GAP e os índices de incerteza EPU e IIE-Br, as demais variáveis não se mostraram estacionárias em nível. Mas apesar da não estacionariedade das variáveis, optou-se pela estimação dos modelos SVAR e TVAR em nível.

De acordo com Toda e Yamamoto (1995), a escolha de se trabalhar com variáveis em nível é interessante porque evita a perda de informações incorrida pela diferenciação das variáveis. Ademais, os testes de raiz unitária podem se mostrar imprecisos frente a hipótese de as variáveis serem estacionárias com tendência. Além do mais, é difícil se saber, *a priori*, se as variáveis serão estacionárias com tendência, integradas, ou qual a ordem de integração.

Da mesma maneira, Sims et al. (1990) demonstraram que modelos autorregressivos podem ser utilizados em nível sem que haja a necessidade de diferenciação das variáveis, dado que os resultados do modelo são consistentes com o aumento da amostra. Em adição, a escolha pelo modelo com variáveis em nível tem sido aplicada por diferentes autores no estudo da política monetária (ver, por exemplo, Bernanke e Gertler (1995), Céspedes et al. (2008), Tomazzia e Meurer (2009), Mendonça et al. (2010) e Filho (2017)).

A visualização das séries pode ser observada nas Figuras de 1 até 7:

Figura 1 – GAP.

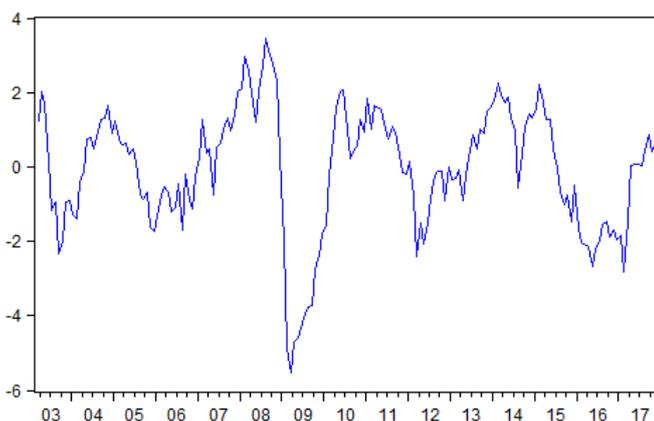


Figura 2 – EI.

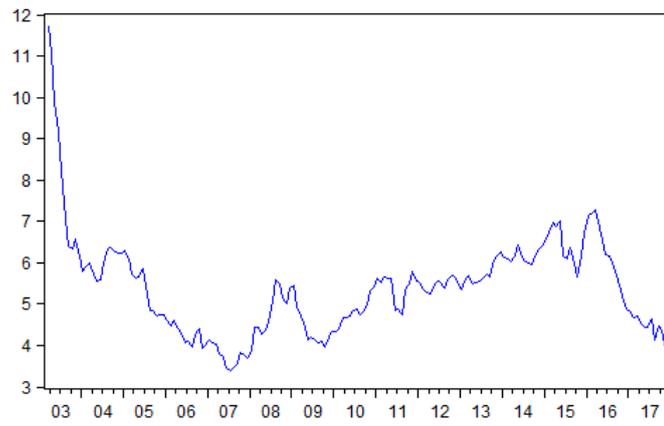


Figura 3 – IPCA.

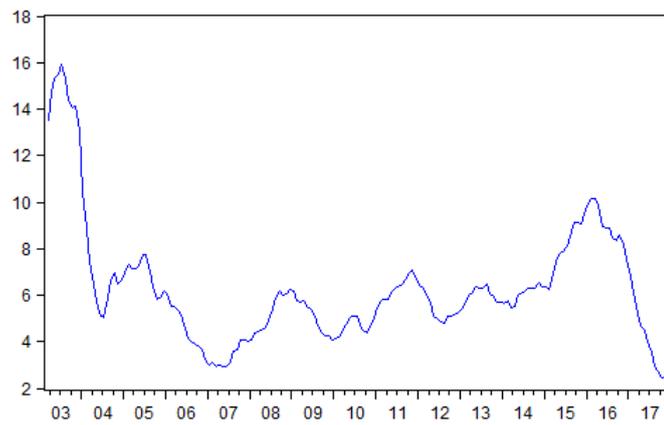


Figura 4 – IPCA-Livre.

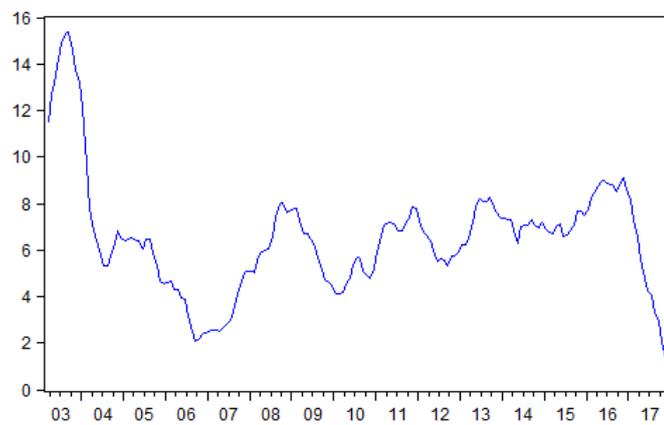


Figura 5 – SELIC.

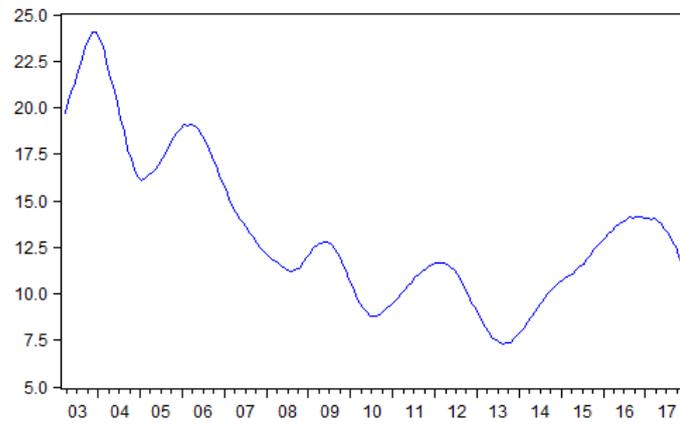


Figura 6 – IIE-Br.

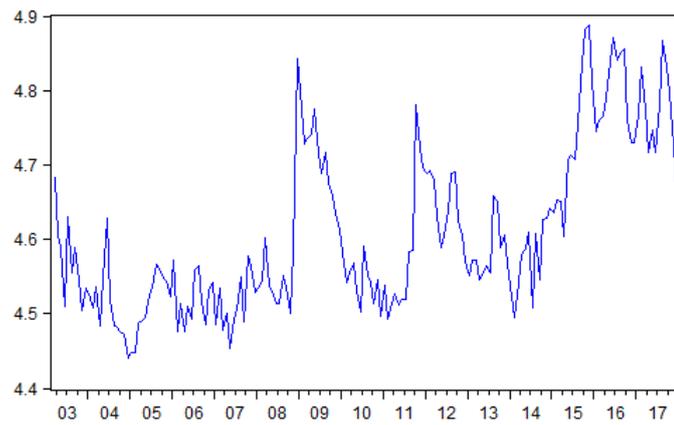
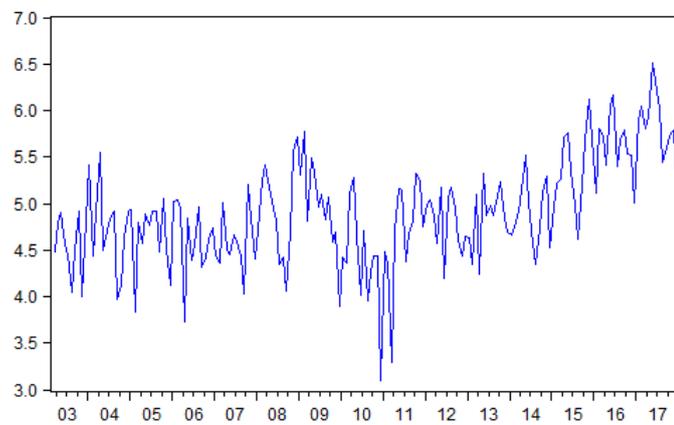


Figura 7 – EPU.



3.2 Estratégia Empírica

3.2.1 Modelo SVAR

Segundo Bueno (2008), o modelo VAR é composto de uma equação para cada variável estudada, as quais incluem os valores defasados desta variável e das outras incluídas do modelo. Em sua forma reduzida, o modelo VAR pode ser expresso da seguinte maneira:

$$Y_t = \beta + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (3.1)$$

Y_t é um vetor de K variáveis endógenas, com $u_t \sim N(0, \Sigma)$ e $E(u_t u_s) = 0, \forall t \neq s$, em que u_t é a forma reduzida dos resíduos e β é um vetor de constantes. Assumimos que $\epsilon_t \sim N(0, I)$.

Em um modelo VAR na sua forma reduzida, os resíduos são contemporaneamente correlacionados, visto que a matriz Σ não é diagonal. Dessa maneira, os coeficientes do modelo não refletem de forma adequada os efeitos dos choques nas variáveis do sistema. Assim os erros de 3.1 devem ser ortogonalizados de modo que a matriz Σ seja diagonal (ausência de covariância). A ortogonalização consiste em uma transformação dos erros de 3.1 gerando outro vetor de erros com Σ diagonal (BUENO, 2008).

Em termos de avaliação de política monetária, o fato de que na forma reduzida os coeficientes do modelo não refletem de forma adequada os efeitos dos choques nas variáveis do sistema, leva à necessidade de um modelo que consiga isolar o efeito exógeno de cada variável no sistema. Essa restrição pode ser resolvida com a utilização dos modelos SVAR, que não possuem os resíduos correlacionados contemporaneamente, o que torna a matriz Σ diagonal. Em vista disso, o modelo SVAR tem sido uma abordagem metodológica largamente utilizada no estudo dos efeitos da política monetária (CHRISTIANO et al., 1999).

Deste modo, o SVAR pode ser representado da seguinte forma:

$$AY_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3.2)$$

Note que no modelo SVAR é possível incorporar relações contemporâneas entre as variáveis do sistema. A relação entre as equações 3.2 e 3.1 é baseada nas seguintes equações:

$$\beta = A^{-1}\alpha, \quad (3.3)$$

$$B_i = A^{-1}A_i \quad (3.4)$$

$$u_t = A^{-1}\epsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Sigma = A^{-1}E(\epsilon_t\epsilon_t')(A^{-1})' = A^{-1}(A^{-1})'. \quad (3.6)$$

Observe que enquanto os elementos da matriz B e Σ podem ser estimados a partir da equação 3.1, a identificação dos elementos de A deve ser submetida a restrições. De outra forma, o modelo representado pela equação 3.1 se torna identificável pela equação 3.2 se $u_t = A^{-1}\epsilon_t$ tiver pelo menos uma solução. Desse modo, precisamos impor um número de restrições que tornem possível a identificação e estimação de A.

Com respeito a imposição de restrições para a identificação do modelo SVAR, destacam-se três métodos: i) aplicando a decomposição de Cholesky na matriz de covariância dos resíduos Σ , implicando em ordenamento recursivo (SIMS et al., 1986); ii) impor alguma relação estrutural na matriz A (BERNANKE, 1986); e iii) separando impulsos transitórios de permanentes nos impulsos primários ϵ_t (BLANCHARD; WATSON, 1986).

No presente trabalho optou-se por impor relações estruturais na matriz A. Dessa maneira, a matriz A abaixo mostra as relações contemporâneas entre as variáveis que possibilitaram a identificação do modelo:²

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 \\ a_{41} & 0 & 0 & a_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & a_{55} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u_t^{\text{Incerteza}} \\ u_t^{\text{EI}} \\ u_t^{\text{IPCA}} \\ u_t^{\text{GAP}} \\ u_t^{\text{Selic}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \epsilon_t^{\text{Incerteza}} \\ \epsilon_t^{\text{EI}} \\ \epsilon_t^{\text{IPCA}} \\ \epsilon_t^{\text{GAP}} \\ \epsilon_t^{\text{Selic}} \end{bmatrix}$$

Onde u_t representa o vetor de resíduos na forma reduzida e o vetor ϵ_t representa os choques estruturais. Note que a incerteza é permitida influenciar contemporaneamente todas as demais variáveis do modelo, contudo, essas variáveis não são permitidas influenciar a incerteza. A restrição no GAP considera que a incerteza tem efeitos contemporâneos na atividade econômica.³ Note também que a inflação é influenciada contemporaneamente

² De acordo com Enders (2008), o teste de sobreidentificação é baseado na estatística qui-quadrado (χ^2) para avaliar se as restrições adicionais na identificação do SVAR tornam o modelo mais bem ajustado. Esse ajuste é mensurado pela diferença dos determinantes das matrizes de variância-covariância dos resíduos do modelo restrito e do não restrito. Quanto maior for a diferença maior é a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que o modelo restrito é tão bom quanto o não restrito. Dessa maneira, foram realizados os testes LR para sobreidentificação das restrições impostas no modelo SVAR. Como pode ser observado no ANEXO C, os testes não rejeitaram a hipótese nula a 5% de significância, mostrando que as restrições colocadas no modelo permitiram sua identificação.

³ Conforme estudos internacionais (ver, por exemplo, Bloom (2009), Baker e Bloom (2013), Bachmann et al. (2011), Baker et al. (2016) e dentre outros) e nacionais (ver, Filho (2014),

pelas expectativas de inflação, a justificativa é que sobre o regime de metas para inflação é através da ancoragem das expectativas de inflação que, de maneira geral, garantem o processo de formação de preços da economia (PASTORE et al., 2014). Em relação aos choques de política monetária, seguindo Christiano et al. (1999), os choques de política monetária são identificados como os desvios da taxa de juros de curto prazo em relação a uma regra de política monetária que reflete o comportamento do Banco Central. Desse modo, a taxa de juros é permitida reagir instantaneamente a incerteza, expectativas de inflação e ao GAP, entretanto, essas variáveis não são permitidas reagir a mudanças na taxa de juros.

3.2.1.1 Funções de Resposta ao Impulso

O principal objetivo do modelo SVAR na análise dos choques da política monetária sobre a economia são as funções de resposta ao impulso (IRFs), que procuram medir o efeito de um choque em uma variável sobre todas variáveis em períodos subsequentes.

Para definir as IRFs, parte-se de um sistemas de equações, tornando as variáveis endógenas funções de suas médias e dos termos de erros (ENDERS, 2008). A exemplo, seja um VAR composto por duas variáveis e escrito na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ w_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{w} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}^i \times \begin{bmatrix} \epsilon_{1t-i} \\ \epsilon_{2t-i} \end{bmatrix}$$

Segundo Enders (2008), é possível partir da função acima para uma função dos termos de choques puros u_t :

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i u_{t-i} \quad (3.7)$$

Onde μ é o vetor de médias incondicionais das variáveis endógenas; e φ_i é a matriz dos multiplicadores de impacto do erro exógeno. Desse modo, é possível analisar a interação entre as variáveis. Os coeficientes φ_i podem ser usados para gerar os efeitos de u_{t-i} nas variáveis endógenas do modelo.

3.2.2 Modelo TVAR

Com o objetivo de estudar o impacto da política monetária brasileira no produto e na inflação em diferentes regimes de incerteza, será estimado um TVAR. O modelo TVAR pertence a classe dos modelos de séries de tempo não lineares, os quais, segundo Khan (2015), estão sendo bastante utilizados por causa das suas capacidades de capturar não linearidades, como mudanças estruturais e de comportamento nas séries.

Godeiro e Lima (2017) e Barboza e Zilberman (2018)), a atividade econômica tende a ser significamente afetada por choques de incerteza.

O modelo TVAR é uma extensão do modelo univariado *Threshold Autoregressive* (TAR) proposto por Tong (1978), Tong (2011) e Tong (2012) e tem sido bastante utilizado em trabalhos empíricos. A exemplo, Ferraresi et al. (2015) e Soave et al. (2015) estudam o impacto de diferentes regimes de crédito sobre a política fiscal. Em outro estudo, Balke (2000) investiga o comportamento da propagação de choques na atividade econômica sob diferentes regimes de restrição financeira. Já Robays (2012), estuda se mudanças na incerteza macroeconômica afeta o preço do petróleo. Ressalta-se que o modelo TVAR também é utilizado na avaliação da política monetária. Como exemplo, citamos os trabalhos de Castelnuovo e Pellegrino (2016) e Eickmeier et al. (2016).

Para Afonso et al. (2018), o modelo TVAR tem importantes características. Em primeiro, ele permite capturar não linearidades, tais como mudanças de regimes, assimetrias e múltiplos equilíbrios nas séries. Em segundo, a variável por qual os diferentes regimes são definidos é considerada no modelo uma variável endógena. Dessa maneira, mudanças de regimes são definidas dentro do próprio modelo, implicando que choques nas variáveis podem contribuir para a mudança de regimes. Ademais, o modelo pode ser estimado por *Ordinary Least Squares* (OLS).

De acordo com Galvão (2003), o modelo TVAR nos permite identificar endogenamente diferentes regimes com respeito a uma variável de transição endógena, que chamamos de variável *Threshold*. No presente trabalho, a variável *Threshold* será a incerteza econômica. Ressalta-se que os diferentes regimes, isto é, de baixa e alta incerteza, serão determinados pelo valor da variável *Threshold* em relação a um *Threshold* que é calculado dentro do próprio modelo. Uma vez que os regimes são identificados, funções impulso-resposta são geradas para comparar os resultados estimados. Desse modo, o modelo TVAR a ser estimado toma a seguinte forma:

$$Y_t = \mu_1 + A^1 Y_t + B^1(L)Y_{t-1} + (\mu_2 + A^2 Y_t + B^2(L)Y_{t-1})I_t(c_{t-d} \geq \gamma) + u_t \quad (3.8)$$

Onde Y_t é um vetor que contem as variáveis endógenas do modelo. A variável c_{t-d} é a variável *Threshold*, d é o delay da variável *Threshold* para a mudança de regimes e $I_t(\cdot)$ é uma função que toma o valor 1 quando o valor d -lagged da variável *Threshold* é maior ou igual ao *Threshold* estimado γ , e 0 caso contrário. μ é um vetor de constantes, $B^1(L)$ e $B^2(L)$ são matrizes polinomiais e $A^1 Y_t$ e $A^2 Y_t$ relacionam contemporaneamente as variáveis à cada um dos regimes. Para uma maior compreensão, o processo algébrico da estimação do modelo TVAR é vista a seguir.

Assume-se que $Y_k = (y_{k1}, \dots, y_{kT})$ é um vetor de k -ésimo variáveis endógenas de uma determinada amostra de tamanho T , $\varepsilon_k = (\varepsilon_{k1}, \dots, \varepsilon_{kT})$ é o vetor de resíduos da equação de k^{th} variáveis endógenas, $X_{i,t-1} = (1, y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ é a matriz de variáveis explicativas no tempo t e para cada regime com diferentes parâmetros autorregressivos, então para

todos os regimes $i=1, \dots, s$, $X_{t-1}=(X_{1,t-1}, \dots, X_{s,t-1})$ é uma $(1 \times (skp + s))$ matriz, conseqüentemente para toda amostra a matriz de variáveis explicativas é $X=(X_0, \dots, X_{T-1})$. O vetor de parâmetros de k -ésimo equações é $\theta_k=(\beta_{k,L}, \beta_{k,NL})$, onde $\beta_{k,L}$ é $((sKp + s) \times 1)$ um vetor de constantes e parâmetros e $\beta_{k,NL}$ é um vetor de parâmetros da função não linear. Em um TVAR de dois regimes, por exemplo, $\beta_{k,NL}=[d, \tau_k]$. Note que por causa da representação VAR, o vetor de parâmetros da função de transição é a mesma para cada equação, ou seja, $\beta_{\lambda,NL}=\beta_{m,NL}$ para todo $\lambda, m=1, \dots, K$. Portanto, um VAR não linear é escrito como:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_K \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1(X, \theta_1) \\ m_2(X, \theta_2) \\ \vdots \\ m_K(X, \theta_K) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_K \end{bmatrix}$$

Onde $m_i(\cdot)$ é uma função não linear de X e de θ_i de forma que $m_i(\cdot)$ é um vetor $(T \times 1)$. Esse sistema na forma matricial pode ser reescrito de forma compacta como:

$$y = m(x, \theta) + u \quad (3.9)$$

Onde y , $m(x, \theta)$ e u são $(TK \times 1)$, x é uma $(TK \times (sKp + s))$ matriz e $\theta=(\theta_1, \dots, \theta_k)$.

Assim, dado a matriz de covariância dos resíduos Σ , a função da soma dos quadrados dos resíduos é:

$$S(\theta) = (y - m(x, \theta))(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_T)(y - m(x, \theta)) \quad (3.10)$$

E o estimador de mínimos quadrados ordinários é:

$$\hat{\theta} = \arg \min_{\theta} \det(\hat{\Sigma}(\theta)) \quad (3.11)$$

Onde $\hat{\Sigma}(\theta)$ é a matriz de covariância dos resíduos do TVAR estimado e é calculada como $1/T \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \varepsilon_t'$. Segundo Galvão (2003), isto é equivalente ao estimador de máxima probabilidade sob a suposição que os resíduos são normalmente distribuídos.

Dada a condicionalidade dos parâmetros na função de transição $\theta_{NL} = (\beta_{1,NL}, \dots, \beta_{K,NL})$, o problema de estimação é linear. Assim, a função da soma dos quadrados dos resíduos pode ser concentrada com respeito a θ_{NL} :

$$S(\theta_L | \theta_{NL}) = (y - \theta_L'(\theta_{NL})X)'(\hat{\Sigma}^{-1} \otimes I_T)(y - \theta_L'(\theta_{NL})X) \quad (3.12)$$

Ainda de acordo com Galvão (2003), os modelos TVAR são estimados avaliando $\det \hat{\Sigma}(\theta)$ para cada valor Threshold possível no caso de um modelo de dois regimes, e para cada possível combinação de Threshold, quando são estimados um modelo de três regimes por exemplo. Desse modo, θ é um vetor de parâmetros que minimiza $\det(\hat{\Sigma}(\theta_L|\theta_{NL}))$ para todo $\theta_{NL} \in \Theta$.

Do exposto acima, Soave et al. (2015) pontua que o valor da variável *Threshold* será determinado endogenamente por um processo de *grid search* sobre todos os valores *Threshold* que atendem ao critério da quantidade de dados requerida em cada regime⁴. Dos valores que são obtidos por meio do *grid search*, o valor *Threshold* escolhido é aquele que minimiza o determinante da matriz de covariância dos resíduos, que pode ser visualizado na Equação 3.11.

Uma vez que o modelo TVAR foi estimado e o valor *Threshold* encontrado, um importante passo na estimação de um modelo TVAR é testar se o modelo com a variável *Threshold* apresenta uma estrutura não linear. Como nota Balke (2000), se γ fosse conhecido um teste simples seria testar $A^2=B^2=0$ através de um teste de Wald, que teria distribuição χ^2 . No entanto, no processo γ não é conhecido *a priori* e precisa ser estimado. Como observa Soave et al. (2015), isto implica que a inferência sobre um teste desse tipo não seja padrão, pois γ não é identificado sob a hipótese nula de comportamento não *Threshold*. Uma das alternativas é aplicar o teste de linearidade (Teste LR)⁵, comparando a verossimilhança de um modelo não linear com a de um modelo linear. Como a distribuição de tal estatística não é conhecida, utiliza-se o método de *bootstrap* para gerar uma distribuição empírica para o teste, possibilitando dessa forma o cálculo dos p-valores assintóticos.

3.2.2.1 Funções de Resposta ao Impulso Generalizadas

Em um modelo linear, funções de resposta ao impulso podem ser obtidas diretamente dos coeficientes estimados, e as respostas estimadas são, por construção, simétricas tanto em termos de sinais quanto em magnitude dos choques estruturais. Além do mais, essas funções são constantes ao longo do tempo, em que a economia se mantém no mesmo regime que estava no momento de ocorrência do choque inicial (AFONSO et al., 2018).

Contudo, Soave et al. (2015) ressalta que tais funções ignoram potenciais mudanças endógenas de regimes que possam ocorrer. A mudança de regime ocorre se o choque afetar a variável *Threshold* de um modo tal que ocorra uma mudança no estado de natureza no horizonte de previsão. Para Soave et al. (2015), a alternativa para acomodar essas mudanças endógenas de regimes são as funções de impulso resposta não lineares.

⁴ De acordo com Galvão (2003), a literatura normalmente define no mínimo 10% das observações para cada regime.

⁵ Ver Hansen (1999).

Como é discutido em Koop et al. (1996), em um modelo não linear sob mudança de regimes, a representação MA para o TVAR não será linear nos erros estruturais, u_t , implicando que o teorema da decomposição de Wald não seja válido. De outra forma, enquanto as funções de resposta ao impulso lineares não são dependentes da história, visto que elas são proporcionais a elas mesmas, em um modelo TVAR as funções de resposta ao impulso são dependentes da história dado que o sistema pode estar em um regime como em outro. Para lidar com esse problema, Koop et al. (1996) propuseram as funções de resposta ao impulso generalizadas (GIRF), que são definidas como a diferença entre a trajetória prevista das variáveis com e sem um choque sobre uma variável de interesse.

Formalmente, as GIRF são definidas como:

$$GIRF_y(k, u_t, \Omega_{t-1}) = E(Y_{t+k}|u_t, \Omega_{t-1}) - E(Y_{t+k}|\Omega_{t-1}) \quad (3.13)$$

Onde Y_{t+k} é um vetor de variáveis no horizonte k , Ω_{t-1} é um conjunto de informações disponíveis antes do tempo do choque em t . Desta maneira, sob tal formulação, as GIRF no contexto de um TVAR dependem das condições iniciais, do passado e estado (regime) da economia no período t e não existe qualquer qualquer restrição com relação à simetria dos choques, permitindo analisar efeitos de tamanho e sinais distintos.

Contudo, para se obter o conjunto completo de informações sobre a dinâmica do modelo, é necessário simular as GIRF para vários possíveis pontos iniciais, horizontes k e choques utilizando métodos de *bootstrap*. Assim, o algoritmo utilizado para calcular a Equação 3.13 foi baseado em Balke (2000)⁶.

3.3 Mensurando Incerteza Econômica

Uma questão importante no estudo da incerteza se refere a sua forma de mensuração. Segundo Bloom (2014), medir incerteza econômica é uma tarefa difícil dada a sua característica de ser não observável. Além disto, incerteza é um conceito bastante amplo, refletindo incerteza sobre fenômenos macroeconômicos, como crescimento do PIB, sobre fenômenos microeconômicos, como crescimento das firmas, e sobre fenômenos não econômicos, como guerras e desastres naturais. Conseqüentemente, a literatura considera um conjunto amplo de *proxies* para a incerteza, entre elas: a) frequência de palavras-chaves em jornais que reflitam incerteza; b) volatilidade do mercado acionário; e c) desvio padrão das expectativas dos agentes econômicos.

Em Baker et al. (2016), o primeiro método⁷ de mensuração foi utilizado. Os autores

⁶ As GIRF baseadas em Balke (2000) foram estimadas no software Eviews versão 8.0.

⁷ Ressalta-se que o método de contabilizar palavras-chaves que reflitam incerteza em jornais é apenas o primeiro componente para a criação do índice de incerteza, denominado Economic Policy Uncertainty (EPU), de Baker et al. (2016). Maiores explicações serão dadas na seção

criaram um índice de incerteza através da frequência de artigos que continham as palavras “incerteza ou incerto”, “economia ou econômico”, “déficit”, “congresso”, “legislação”, “Casa Branca” nos dez principais jornais de circulação dos Estados Unidos. Os autores ressaltam que o índice de incerteza, baseado nas informações de jornais, criado por eles se mostrou uma boa *proxy* de incerteza além de apresentar vantagens adicionais em comparação com outras *proxies*.

Outro método bastante utilizado na mensuração da incerteza é a volatilidade do mercado acionário, ver por exemplo Bekaert et al. (2013), Baker e Bloom (2013) e Caggiano et al. (2014). Segundo Haddow et al. (2013), uma vez que os preços refletem expectativas sobre a demanda das empresas, a volatilidade do mercado acionário pode ser uma boa medida de incerteza. Ademais, Alexopoulos et al. (2009) destacam que mesmo que os indivíduos não participem do mercado de ações, eles podem se basear nele como um sinal do estado da economia.

O terceiro método refere-se à utilização das dispersões entre as expectativas dos agentes econômicos. Conforme Bloom (2014), períodos em que bancos, indústrias e analistas de mercado têm opiniões distintas são, provavelmente, períodos que reflitam maior incerteza. Moore (2016) pontua que uma das principais vantagens na utilização dessa *proxy* é sua conexão com a atividade econômica.

Cabe destacar que medidas de incerteza alternativas estão sendo construídas na literatura internacional. A exemplo, Jurado et al. (2015) construiu uma medida de incerteza alternativa baseada na volatilidade de perda de previsão. Ou seja, a medida de Jurado et al. (2015) captura se a economia tem sido mais ou menos previsível, e não se ela tem sido mais ou menos volátil. Jurado et al. (2015) pontua que essa noção de incerteza é uma melhor *proxy* porque são as previsões, e não as dispersões, que importam para as tomadas de decisões. Semelhantemente, Fernández-Villaverde et al. (2015) usaram a volatilidade das inovações como uma medida de incerteza para estimar regras de política fiscal. Outras medidas incluem pesquisas feitas junto a consumidores e a produtividade ou crescimento de venda das firmas ⁸.

No presente trabalho, serão utilizadas como *proxies* de incerteza as medidas baseadas na frequência de palavras-chaves em jornais que reflitam incerteza. Isto é, os índices *Economic Policy Uncertainty* (EPU) e Índice de Incerteza da Economia Brasileira (IIE-Br). A escolha dessas medidas se deve ao fato de sua grande utilização, no caso do índice EPU, em trabalhos internacionais, o que mostra o reconhecimento pela metodologia. Ademais, Barboza e Zilberman (2018) pontuam que o índice IIE-Br, calculado pelo IBRE, agrega informações de um grande grupo de *proxies* de incerteza.

Além disso, os modelos contendo as medidas de volatilidade do mercado acionário e metodologia.

⁸ Ver, por exemplo, Leduc et al. (2012), Bachmann et al. (2013) e Bloom et al. (2012)

dispersão das expectativas dos agentes econômicos não encontraram mudanças significativas de regimes de incerteza.

A seguir será especificado de maneira concisa a forma de cálculo das medidas de incerteza utilizadas.

3.3.1 Frequência de Palavras-Chaves em Jornais

3.3.1.1 Índice de Incerteza da Economia Brasileira (IIE-Br)

De acordo com IBRE (2016), o IIE-Br é composto por três medidas: i) a primeira, IIE-Br Mídia, é baseada na frequência de notícias com menção à incerteza; ii) a segunda, IIE-Br Expectativa, é feita a partir das dispersões das expectativas de analistas para a taxa de câmbio e para o IPCA; iii) a terceira, IIE-Br Mercado, é baseada na volatilidade do mercado financeiro. Essas três medidas, conjuntamente, buscam minimizar os impactos que cada fator poderia provocar isoladamente.

O IIE-Br Mídia mede a incerteza econômica através da frequência de notícias com menção ao tema. Os termos pesquisados se dividem em econômicos e de incerteza, devendo aparecer pelo menos um termo de cada grupo para que a notícia seja classificada como notícia de incerteza.

Segundo IBRE (2016), visando uma maior representatividade das regiões brasileiras, foram selecionados seis jornais: i) Folha de São Paulo; ii) Valor Econômico; iii) O Globo; iv) Estado de São Paulo; v) Correio Braziliense e vi) Zero Hora. As notícias dos dois primeiros são coletadas diretamente dos respectivos sites, em formato online e impresso, enquanto para os demais obtém-se notícias por meio das respectivas contas no twitter.

O IIE-Br Expectativa tenta mensurar o sentimento de incerteza, por parte dos especialistas, em relação ao futuro da economia. Mais especificamente, consideram-se os coeficientes de variação das previsões 12 meses a frente, divulgadas pelo Banco Central, tanto para a taxa de câmbio quanto para o IPCA. Os dados são coletados no dia anterior à data de lançamento, quando as empresas do Top 5 disponibilizam suas previsões.

O IIE-Br Mercado estima a incerteza com base na volatilidade do mercado acionário brasileiro e seu grau de risco. O indicador é obtido como o coeficiente de variação dos preços diários de fechamento do IBOVESPA, padronizado pela média e pelo desvio padrão dentro da janela de referência.

Dessa maneira, a consolidação dos resultados do IIE-Br se dá através da ponderação dos três componentes da seguinte forma:

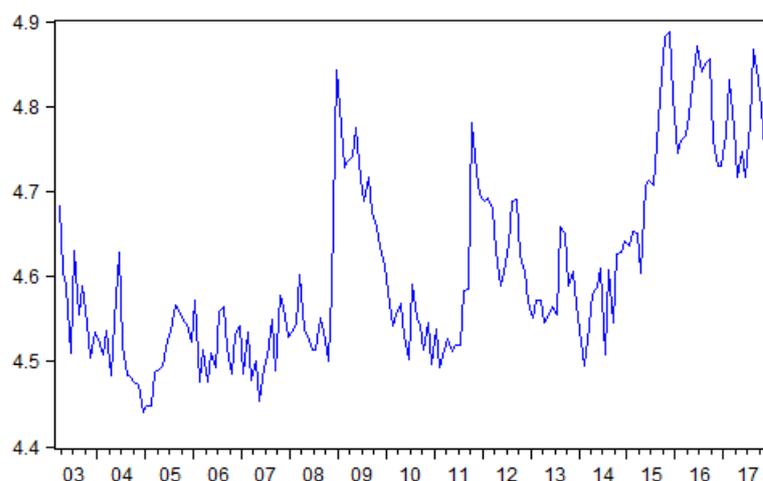
$$IIEBr = 0.7IIEBr_{Mídia} + 0.2IIEBr_{Expectativa} + 0.1IIEBr_{Mercado}$$

A série do IIE pode ser observada na Figura 8. Observando a Figura 8 se percebe que a economia brasileira vem enfrentando períodos caracterizados por um elevado grau de incerteza econômica. Destacamos, em especial, os anos de 2015, 2016 e 2017, esses anos apresentaram para toda a série histórica as maiores médias anuais de incerteza. Ressalta-se que esse período foi marcado por um crescente aumento nas instabilidades políticas, como o processo de *impeachment* da presidente Dilma Rousseff e os desdobramentos da Operação Lava Jato, e também econômicas, como a não aprovação de reformas fiscais nas contas públicas do país.

No entanto, outros períodos de incerteza são visualizados. A exemplo, o ano de 2002 também foi marcado por uma elevada incerteza econômica. A principal causa foi a provável vitória nas eleições presidenciais de Luís Inácio Lula da Silva. Isto, por sua vez, gerou uma desconfiança por parte do mercado financeiro devido as incertezas por possíveis mudanças nas políticas econômicas que vinham sendo postas pelo governo vigente daquela época.

Outros períodos de incerteza incluem os anos de 2008 e 2009, que são caracterizados pelo surgimento da crise financeira internacional, e 2011-2012, que foi marcado por uma mudança na política macroeconômica brasileira que contribuiu para a elevação da incerteza.⁹

Figura 8 – IIE-Br.



3.3.1.2 Economic Policy Uncertainty (EPU)

O indicador americano EPU, desenvolvido por Baker et al. (2016), é formado por três componentes: i) O primeiro se baseia na frequência de artigos que contenham as palavras “incerteza ou incerto”, “economia ou econômico”, “déficit”, “congresso”, “legislação”, “Casa Branca” nos dez principais jornais de circulação dos Estados Unidos; ii)

⁹ Ver, por exemplo, Godeiro e Lima (2017).

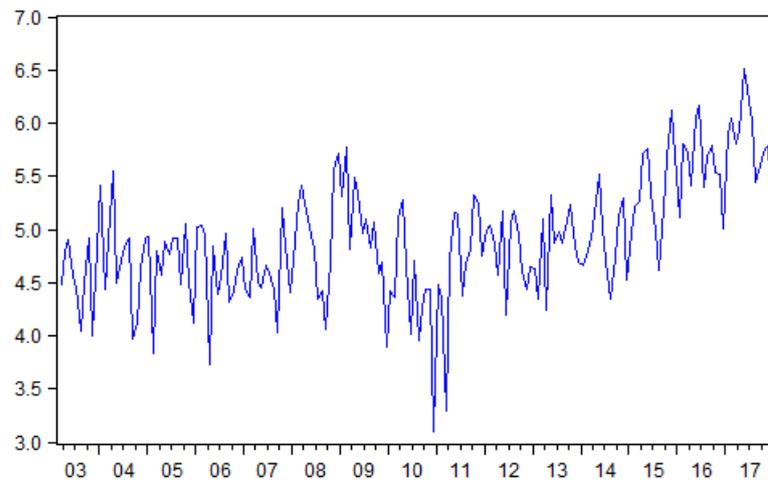
O segundo é formado com base nos relatórios do Congressional Budget Office (CBO), que reúne o número de tributos que irão expirar nos próximos anos, dando desse modo uma medida do nível de incerteza quanto ao rumo que os impostos federais tomarão no futuro; iii) Por fim, o terceiro componente baseia-se na dispersão das expectativas sobre os gastos do governo e das expectativas de inflação.

De acordo com Baker et al. (2016) o índice de incerteza, baseado nas informações de jornais, criado por eles se mostrou uma boa *proxy* de incerteza além de apresentar vantagens adicionais em comparação com outras *proxies*. Além disso, foi constatado uma significativa relação entre o índice EPU e as variáveis macroeconômicas. Onde um aumento na incerteza, mensurado pelo EPU, foi seguido por um declínio no crescimento econômico e no emprego.

Destaca-se que os autores acima citados, baseados na metodologia do índice EPU americano, produziram índices de incerteza para as principais economias mundiais, como China, Canadá, Alemanha, Japão e dentre outras. Recentemente o Brasil também recebeu um índice de incerteza, mas na construção do índice EPU brasileiro, utilizou-se somente o primeiro componente, isto é, a cobertura de noticiário. Para tanto, foram usados somente os arquivos do jornal “Folha de São Paulo” a partir de 1991, e em cada mês foi computado o número de artigos contendo “incerto” ou “incerteza”, “econômico” ou “economia”, e mais um dos termos a seguir: regulação, déficit, orçamento, imposto, Banco Central, Alvorada, Planalto, Congresso, Senado, Câmara dos Deputados, legislação, lei, tarifa.

Observando a Figura 9 temos o índice EPU para o Brasil. Assim como o índice IIE-Br, os maiores valores para a série estão nos anos de 2003, 2008-09 e 2015-17, sendo o último período o que possui os maiores valores da série histórica. Como dito anteriormente, esse período foi marcado por um crescente aumento nas instabilidades políticas, como o processo de *impeachment* da presidente Dilma Rousseff e os desdobramentos da Operação Lava Jato, e também econômicas, como a não aprovação de reformas fiscais nas contas públicas necessárias para o país.

Figura 9 – EPU.



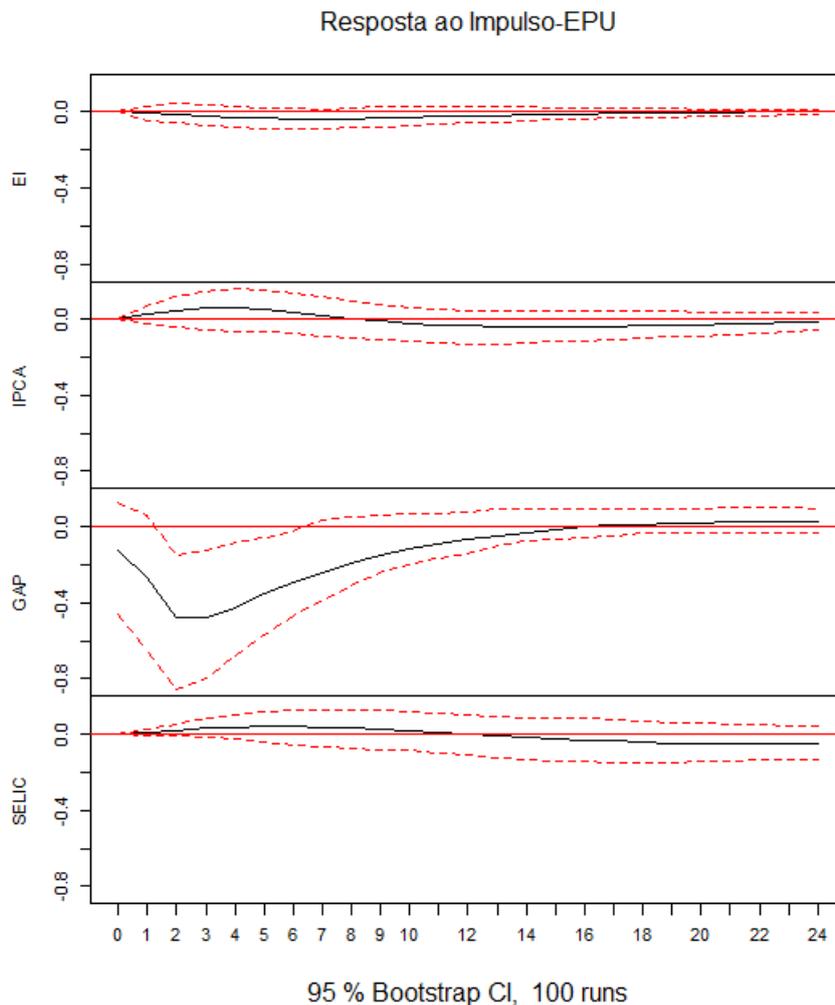
4 RESULTADOS

4.1 Choques de Incerteza e da Política Monetária

Com respeito a ordenação das variáveis endógenas do modelo SVAR, se deu da seguinte forma: $Y=[unc, ei, ipca, gap, selic]$ e $Y=[unc, ei, ipca-livre, gap, selic]$ para o IPCA-Livre. De acordo com esta ordenação, a taxa de juros responde contemporaneamente, e as demais variáveis respondem com atraso ao choque da Selic (ver Christiano et al. (1999)). Quanto ao número de defasagens das variáveis a serem incluídas nos modelos SVAR, foram feitos os usuais testes de seleção do número de defasagens. Baseados nos critérios de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) estimou-se o modelo SVAR com duas defasagens¹.

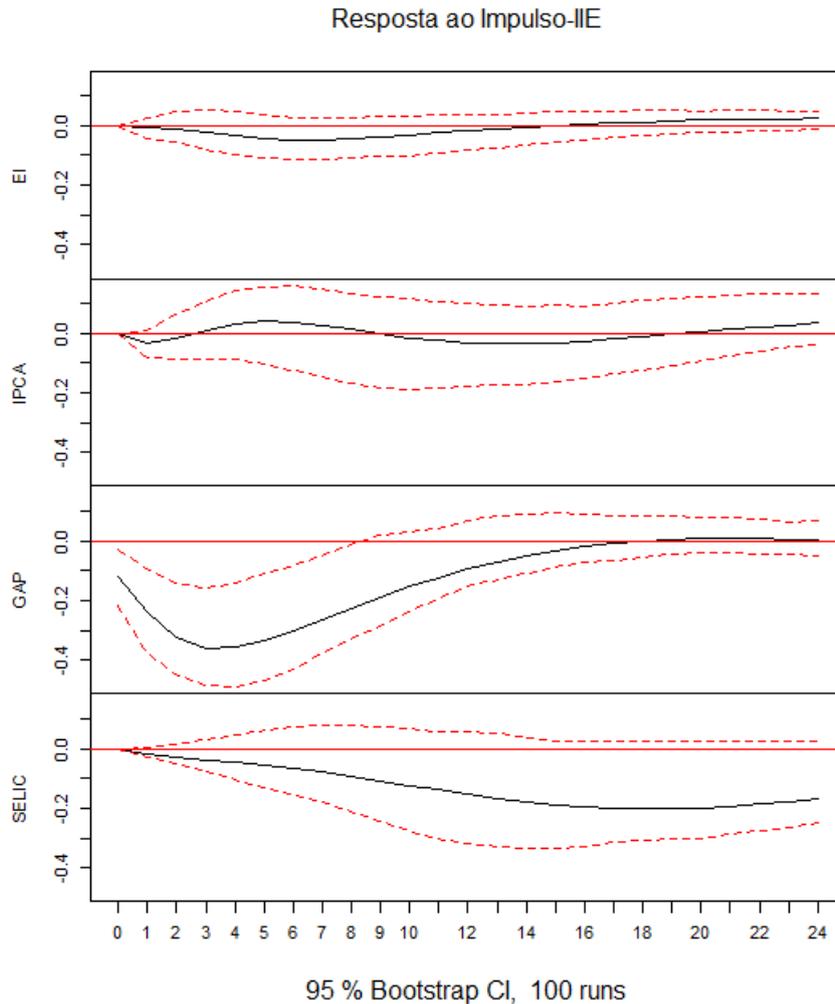
Assim, apresentam-se nas Figuras 10 e 11 as respostas da atividade econômica, expectativas de inflação, IPCA e Selic para cada uma das medidas de incerteza.

Figura 10 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.



¹ Os resultados podem ser vistos no ANEXO B.

Figura 11 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.

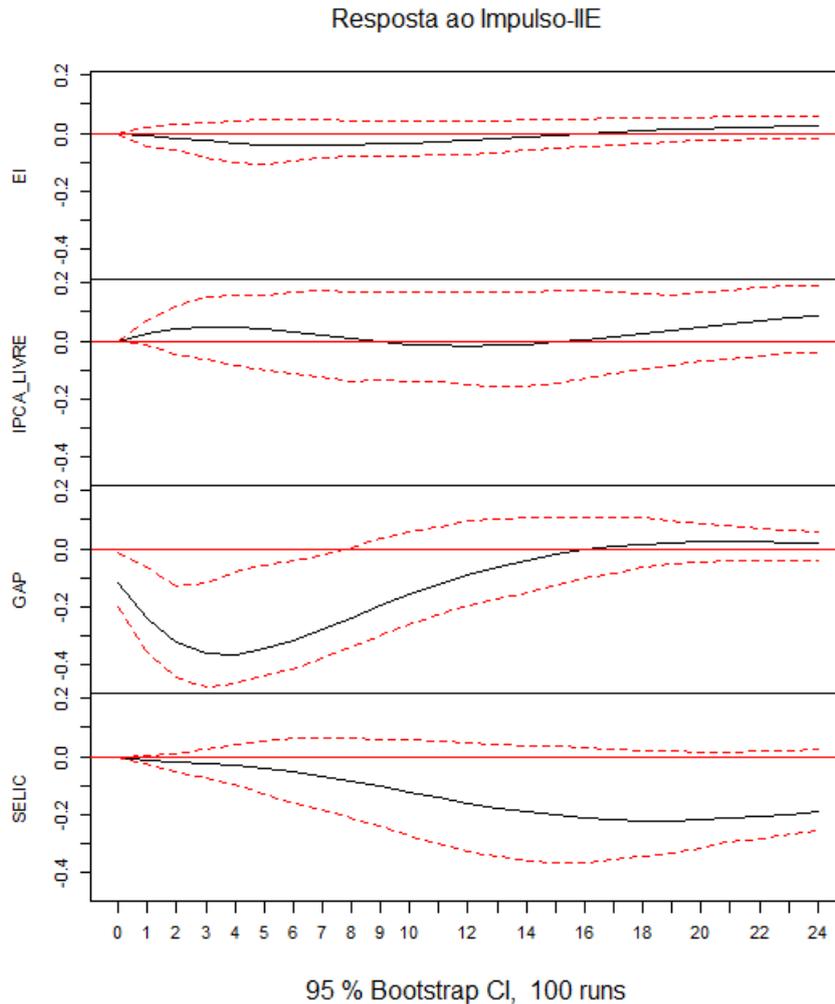


As funções de resposta ao impulso apresentaram o resultado esperado, com a atividade econômica reagindo de forma negativa a um choque positivo de incerteza. Os resultados, que foram estatisticamente significativos, sugerem que dependendo da *proxy* de incerteza utilizada, a atividade econômica contrai entre -0.30 e -0.40 pontos percentuais (p.p.) num período de 8 meses após o choque. A recuperação da atividade econômica ocorre em 16 meses, aproximadamente. Esses resultados estão de conformidade com os estudos de Filho (2014), Godeiro e Lima (2017) e Barboza e Zilberman (2018) para o Brasil, em que constataram que nos momentos de elevada incerteza a atividade econômica tende a ser a variável econômica mais impactada.

Observando as respostas das expectativas de inflação, IPCA e Selic, nota-se que essas variáveis tiveram uma baixa reação ao choque de incerteza, não sendo influenciadas de forma significativa por essa variável. Além disso, como zero está contido nos intervalos de confiança, os resultados não foram estatisticamente significativos para essas variáveis.

Agora, observando as Figuras 12 e 13, estão as respostas do SVAR estimado com

Figura 13 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.



Por outro lado, olhando a resposta da atividade econômica, se percebe mais uma vez que esta é a variável mais impactada pelo choque de incerteza. O GAP responde de forma negativa e estatisticamente significativa ao aumento da incerteza. A atividade econômica se reduz entre -0.30 p.p. e -0.40 p.p. num período de 8 meses após o choque. A recuperação somente ocorre 16 meses após o choque. Outra vez esse resultado corrobora com a literatura sobre o tema para o Brasil ao mostrar indícios de que choques de incerteza são altamente contracionista para a economia brasileira.

Nas Figuras 14 e 15, podemos observar as funções de resposta ao impulso decorrentes de um choque de política monetária. Examinando as figuras, nota-se que os indicadores EPU e IIE praticamente não foram influenciados pelo choque de política monetária. Em contrapartida, a atividade econômica respondeu negativamente ao choque, para ambos os índices o GAP cai aproximadamente entre -0.10 p.p. e -0.20 p.p. nos 8 primeiros meses do choque. A recuperação da atividade econômica se dá somente 14 meses após o choque.

Figura 14 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.

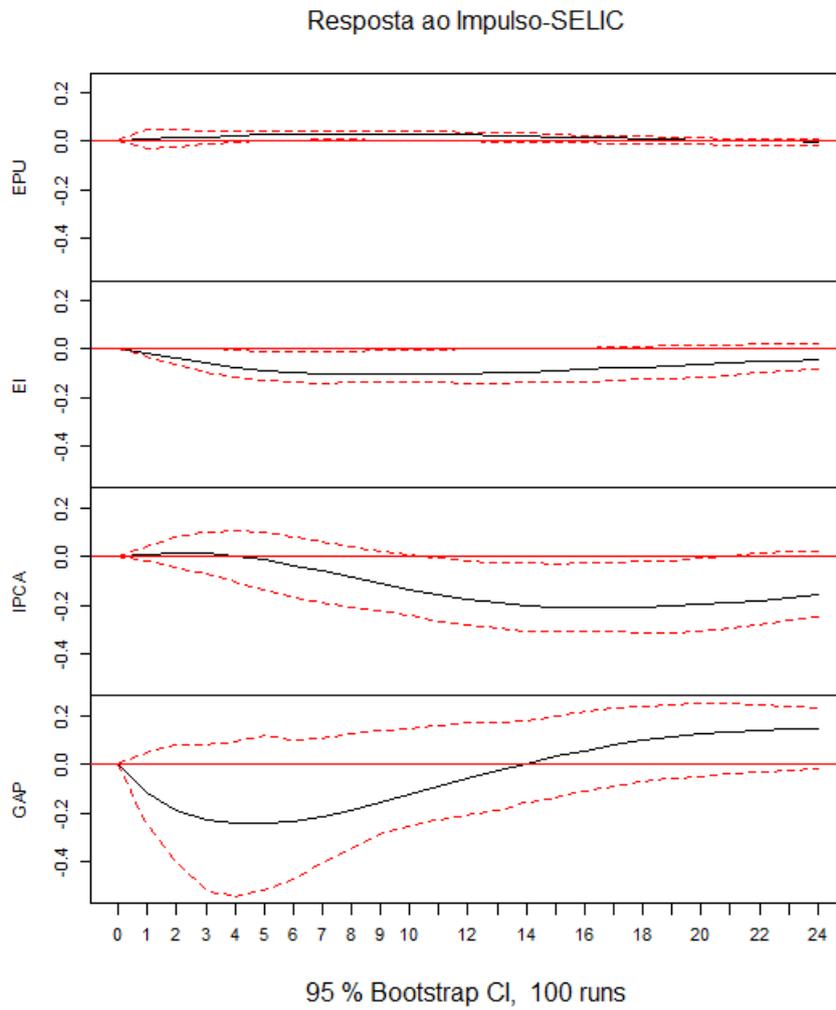
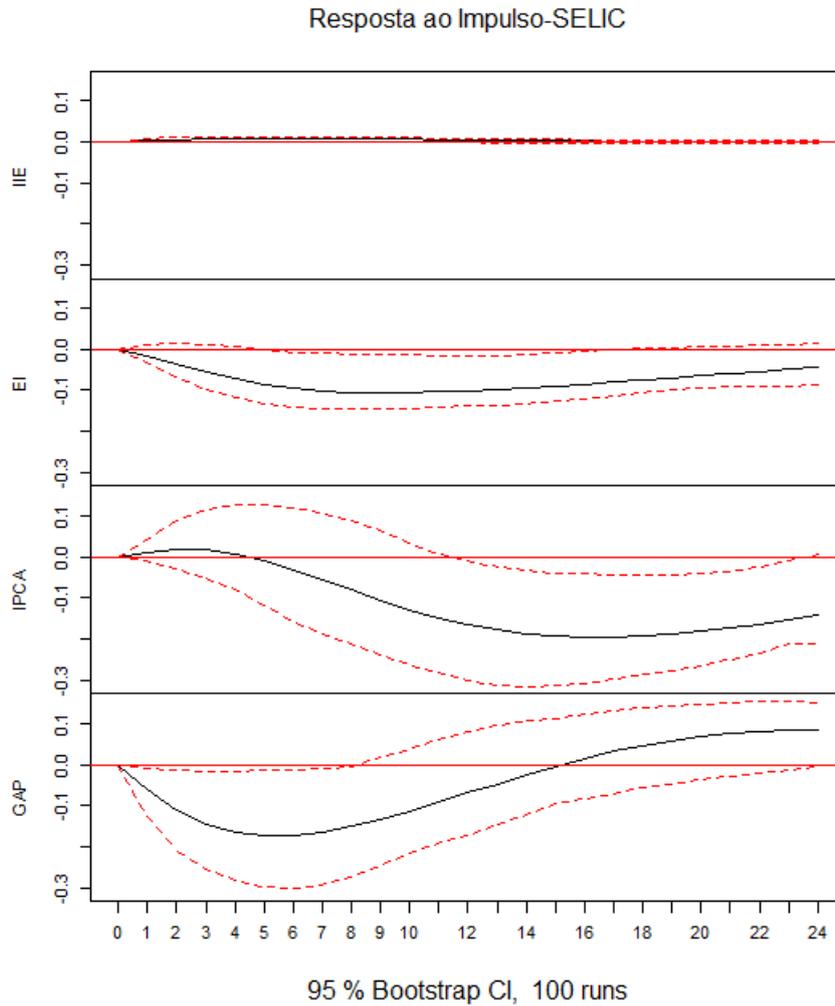


Figura 15 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.



Observando a resposta do IPCA ao choque monetário, foi encontrado que após um choque na taxa de juros o IPCA cai -0.10 p.p. nos meses iniciais, vindo a se estabilizar nos meses seguintes. Outro importante resultado quanto ao IPCA, é que observando a Figura 15, percebe-se que o efeito da taxa de juros é estatisticamente significativo entre os 15^o e 22^o mês. Esse resultado corrobora as estimativas do BCB², onde mostram que a defasagem dos choques de política monetária sobre a inflação é imediato e máximo no 18^o mês.

Certamente, parte do resultado anterior pode estar atrelada à resposta das expectativas de inflação aos choques na taxa de juros. Encontrou-se que, após o choque na taxa de juros, as expectativas de inflação caem -0.20 p.p. nos meses iniciais, a recuperação ocorre nos meses seguintes. Esse resultado apresenta indícios de que os choques de política monetária estão conseguindo reduzir as expectativas dos agentes quanto à inflação futura. Resultado semelhante foi obtido por Minella et al. (2003), que encontrou evidências

² Ver BCB (2012) e BCB (2009).

empíricas nesse sentido para o regime de metas para inflação.

Agora, observando as Figuras 16 e 17, vemos os choques de política monetária para o modelo com IPCA-Livre. Da mesma forma aos resultados anteriores, os índices de incerteza EPU e IIE praticamente não foram influenciados pelos choques de política monetária. Já a atividade econômica, reagiu de forma negativa ao choque monetário. O GAP cai aproximadamente entre -0.10 p.p. e -0.20 p.p. nos 8 primeiros meses do choque. A recuperação da atividade econômica se dá somente 16 meses após o choque.

Figura 16 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.

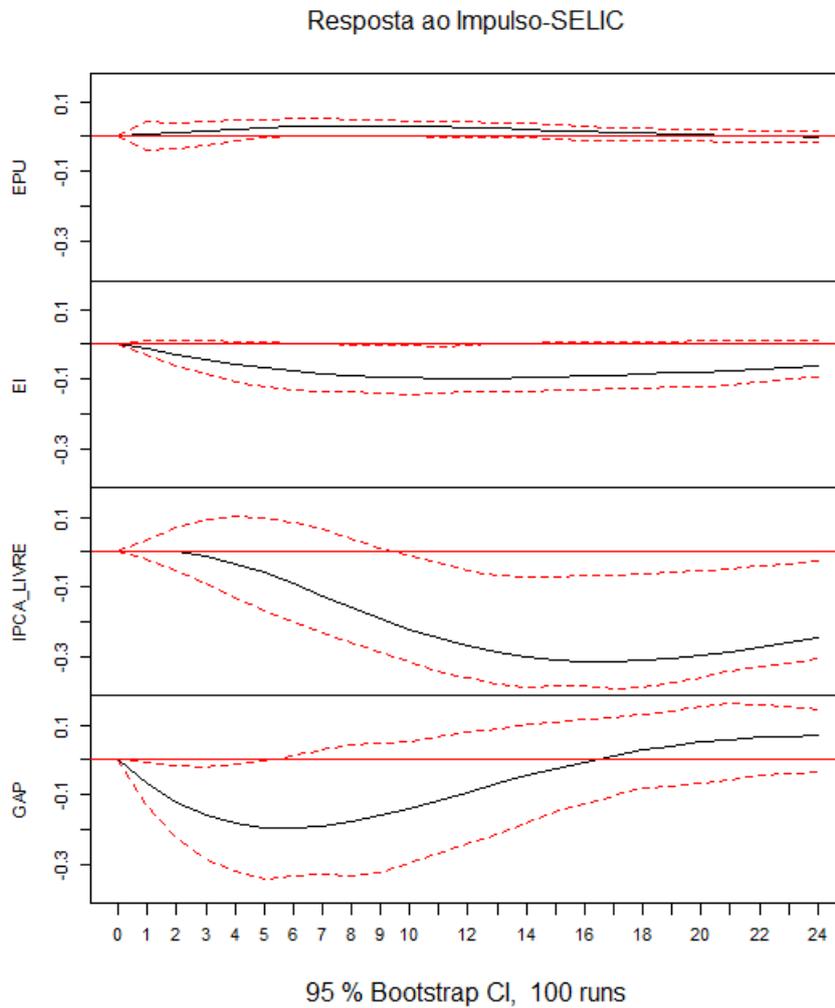
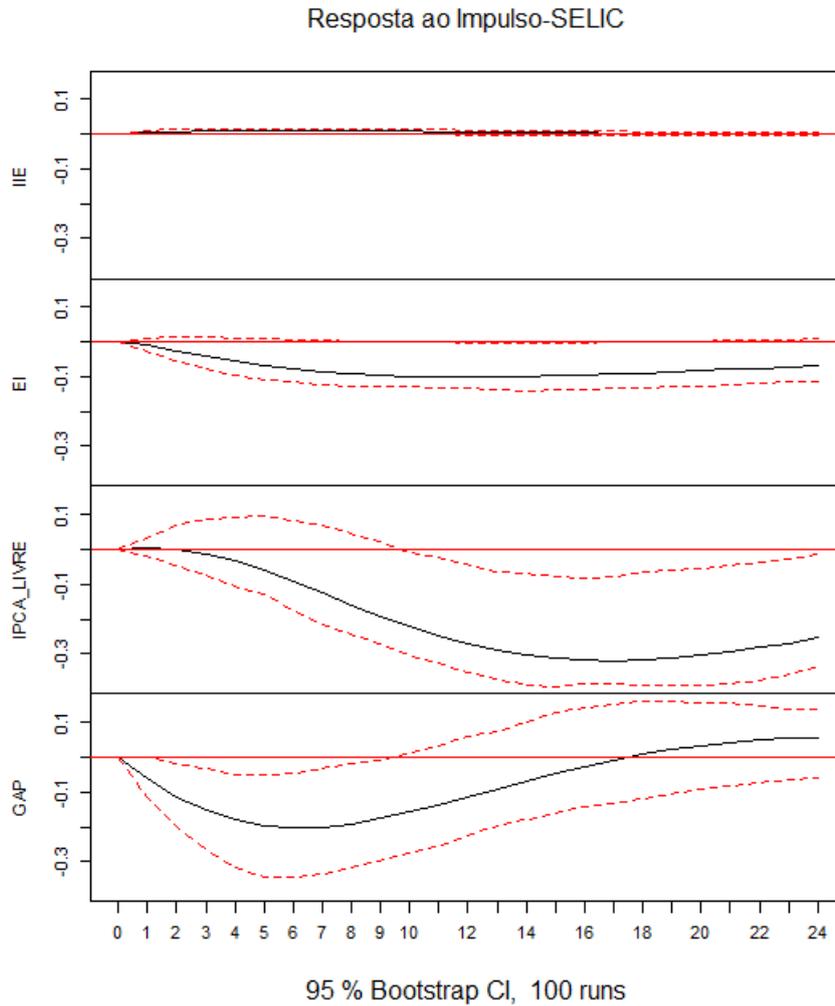


Figura 17 – Resposta ao Impulso do SVAR estimado.



Quanto a inflação, o IPCA-Livre responde de forma negativa ao choque. Os resultados mostram que o IPCA-Livre se reduz em -0.30 p.p. diante de um aumento na taxa de juros Selic, sendo este valor superior ao encontrado para o IPCA, que foi de -0.20 p.p. Além disso, outra vez os efeitos da política monetária foram estatisticamente significativos entre os 15^o e 22^o meses, o que, como dito anteriormente, demonstra que nossos resultados estão de conformidade com a evidência empírica apresentada pelo BCB sobre a defasagem da política monetária.

Em relação as expectativas de inflação, foi encontrado que após um choque na taxa de juros elas se reduzem -0.10 p.p. nos meses iniciais, vindo a se estabilizarem nos meses seguintes. Novamente este resultado mostra indícios de que os choques de política monetária estão conseguindo reduzir as expectativas dos agentes quanto à inflação futura.

4.2 Incerteza e os Efeitos sobre a Política Monetária

Nesta seção é apresentado os procedimentos para a identificação de efeitos *Threshold* e de uma estrutura não linear nos dados para assim estudar os impactos da política monetária sobre o produto e a inflação brasileira em diferentes regimes de incerteza.

De início, foi testado a existência de uma estrutura não linear no modelo. Para este fim, procedeu-se ao teste LR de Hansen para a verificação de dois regimes de incerteza. Como pode ser observado na Tabela 2, o teste LR rejeitou a hipótese nula de linearidade para os índices EPU e IIE-Br, o que sugere a presença de regimes de alta e baixa incerteza no modelo TVAR a ser estimado.

Tabela 2 – Teste LR com IPCA e IPCA-Livre (p-valor em parênteses)

Variável Threshold	Modelo	Lags	Teste LR
EPU	Y=[epu, ei, ipca, gap, selic]	2	108.58* (0.0000)
IIE-Br	Y=[iie-br, ei, ipca, gap, selic]	2	108.64* (0.0000)
EPU	Y=[epu, ei, ipca-livre, gap, selic]	2	107.61* (0.0000)
IIE-Br	Y=[iie-br, ei, ipca-livre, gap, selic]	2	141.97* (0.0000)

*=Estacionário a 5%

Uma vez detectada a estrutura não linear do modelo, na Tabela 3 se encontra o modelo TVAR estimado para cada variável *Threshold*. Baseados no critério de BIC e HQ, o modelo escolhido foi um TVAR(2).³

Para uma melhor visualização, nas Figuras 18, 19, 20 e 21 se encontram os valores *Threshold* para os modelos estimados, sendo os valores acima e abaixo da linha horizontal vermelha os períodos caracterizados de alta e baixa incerteza respectivamente. Como pode ser observado, não houve mudanças consideráveis nas estimativas do modelo quando mudamos do IPCA para o IPCA-Livre.

Tabela 3 – Resultados Modelo TVAR com IPCA e IPCA-Livre

Variável Threshold	Threshold Estimado	Modelo	Lags
EPU	$\gamma = 5.0362$	Y=[unc, ei, ipca, gap, selic]	2
IIE-Br	$\gamma = 4.6223$	Y=[unc, ei, ipca, gap, selic]	2
EPU	$\gamma = 5.0192$	Y=[unc, ei, ipca-livre, gap, selic]	2
IIE-Br	$\gamma = 4.6223$	Y=[unc, ei, ipca-livre, gap, selic]	2

³ Os resultados podem ser vistos no ANEXO B.

Dado o conhecimento dos valores *Threshold* e da rejeição da hipótese de linearidade do modelo, o passo seguinte será estimar as GIRF para se saber qual o impacto da política monetária nos diferentes regimes de incerteza.

Figura 18 – Threshold Estimado com IPCA

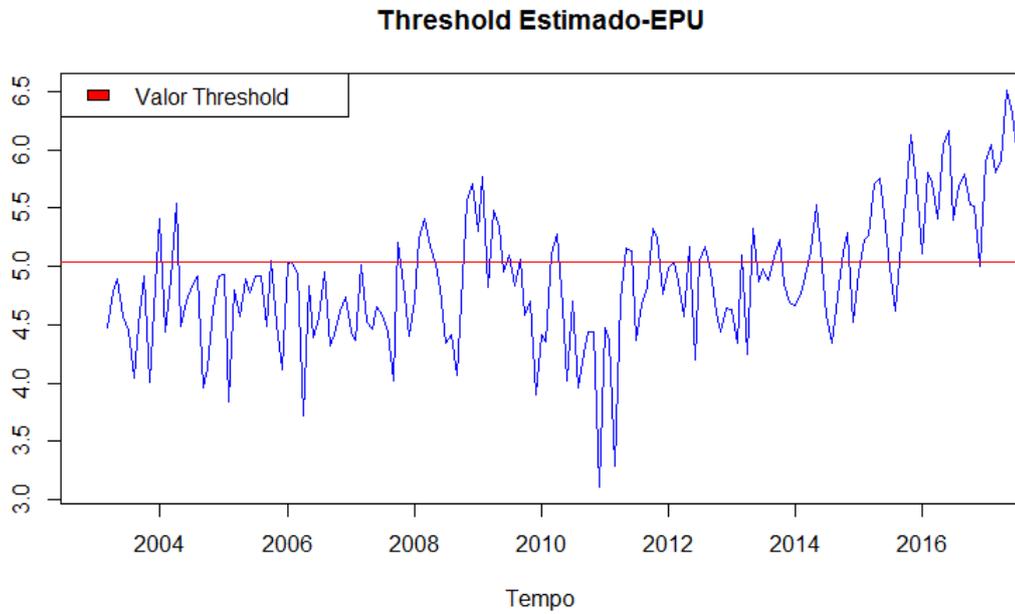


Figura 19 – Threshold Estimado com IPCA

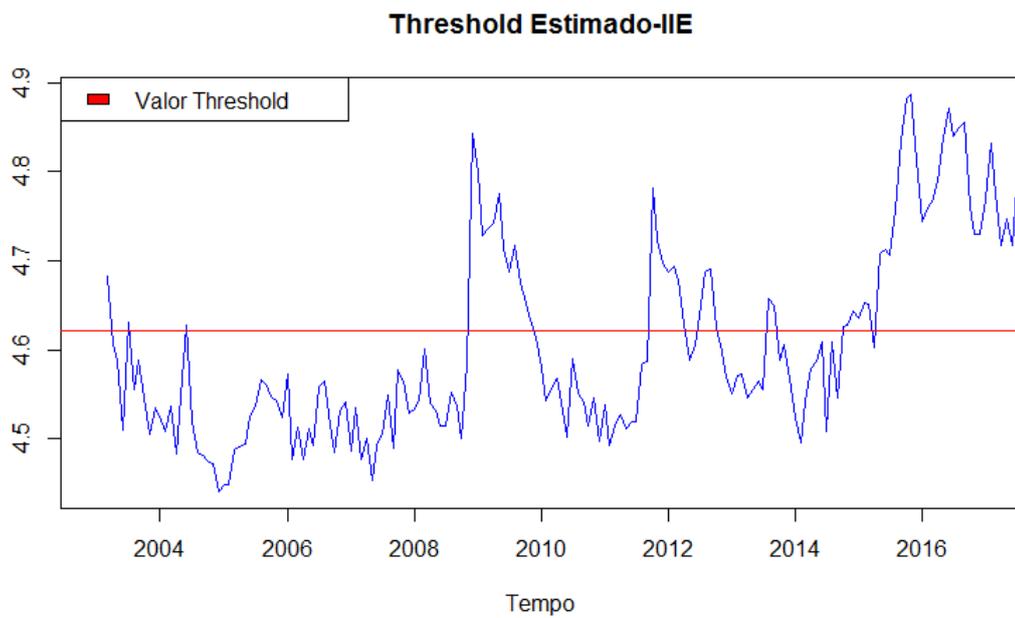


Figura 20 – Threshold Estimado com IPCA-Livre

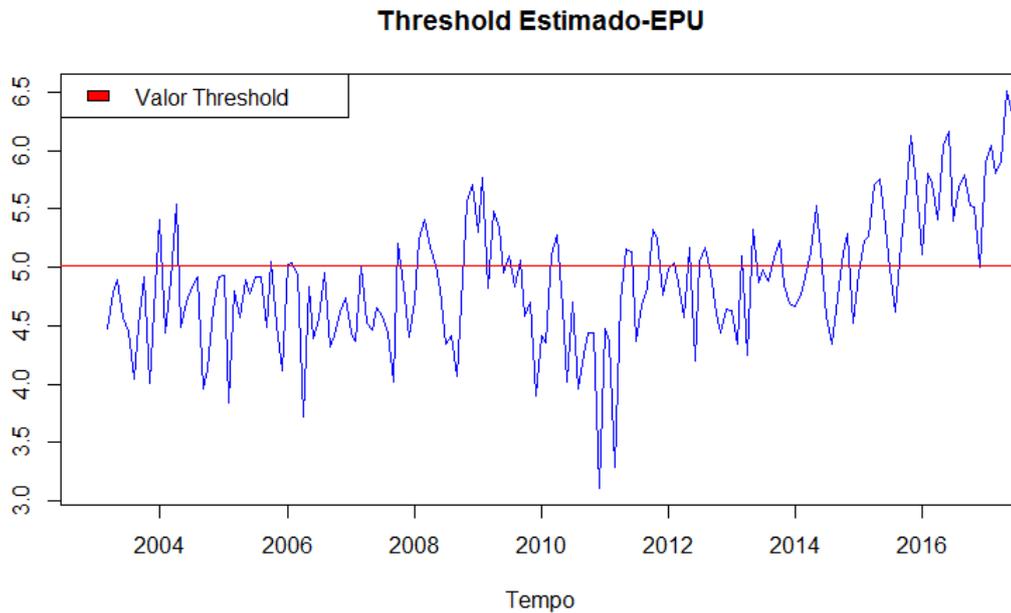
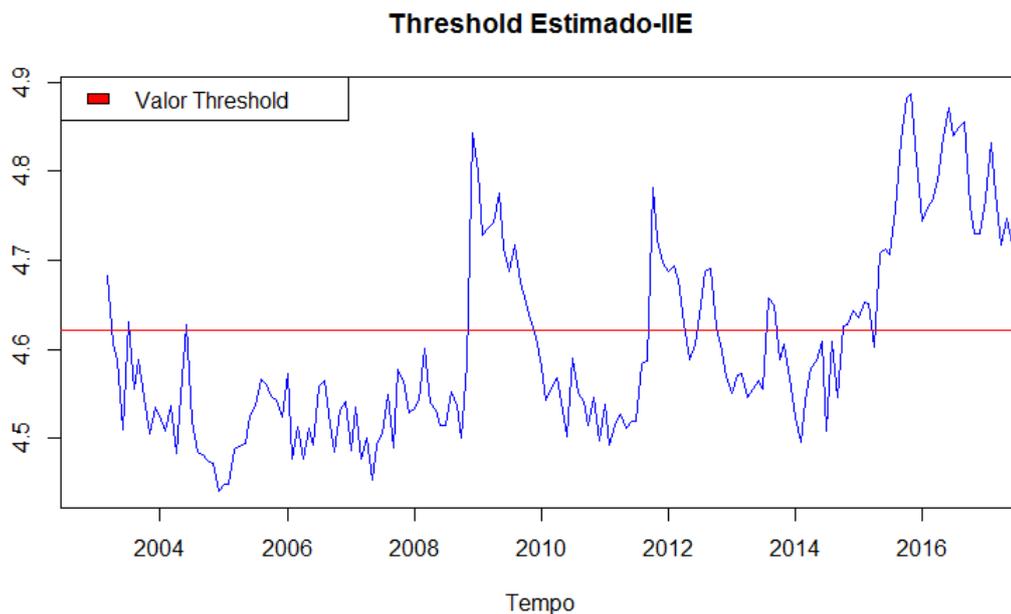


Figura 21 – Threshold Estimado com IPCA-Livre



Nas Figuras 22 e 23 temos os choques da política monetária em diferentes regimes de incerteza para os índices EPU e IIE-Br respectivamente. Note que +1 DP e +2 DP representam um choque de +1 e +2 desvio padrão positivo (Aumento na Taxa Selic). Por outro lado, -1 DP e -2 DP representam um choque de -1 e -2 desvio padrão negativo (Redução na Taxa Selic).

Observando para o índice EPU, a resposta da atividade econômica foi negativa para ambos os regimes. Entretanto, apesar do choque inicial ser mais forte no regime de

alta incerteza, o efeito defasado do choque da política monetária é maior no regime de baixa incerteza.

Figura 22 – GIRF - EPU

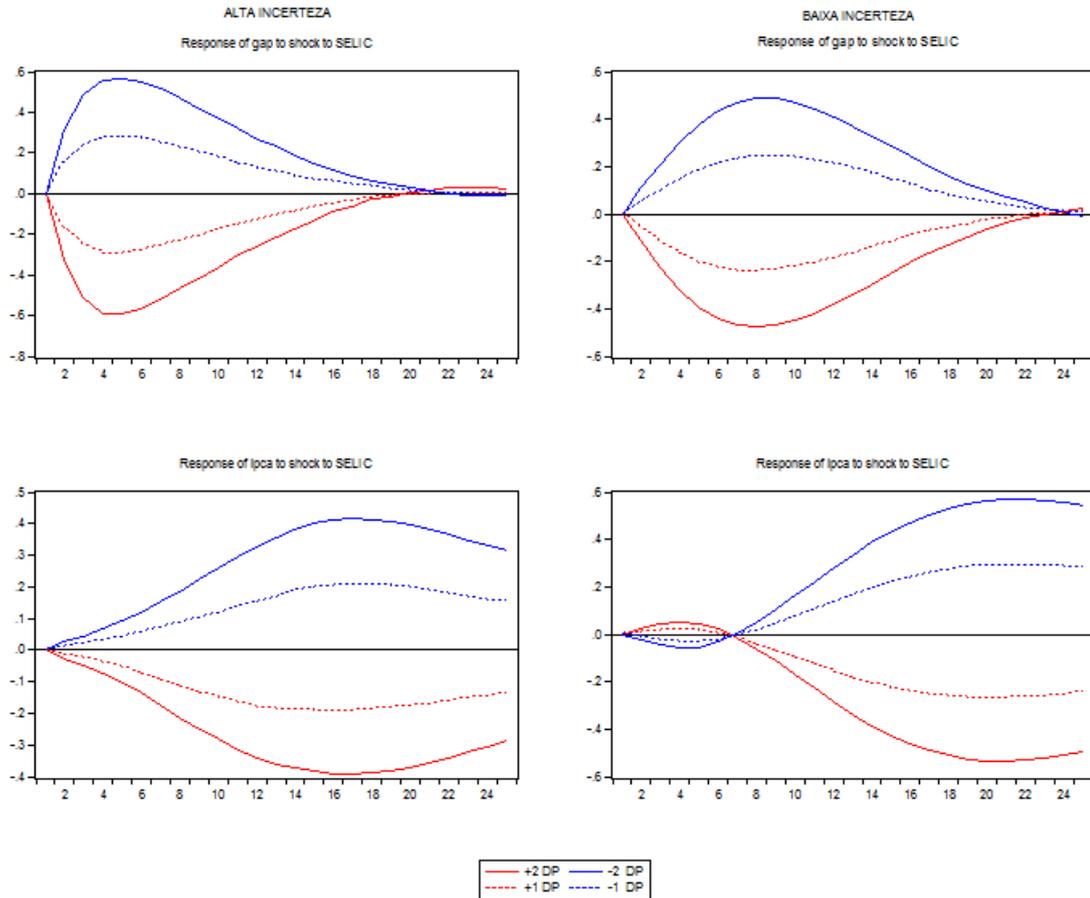
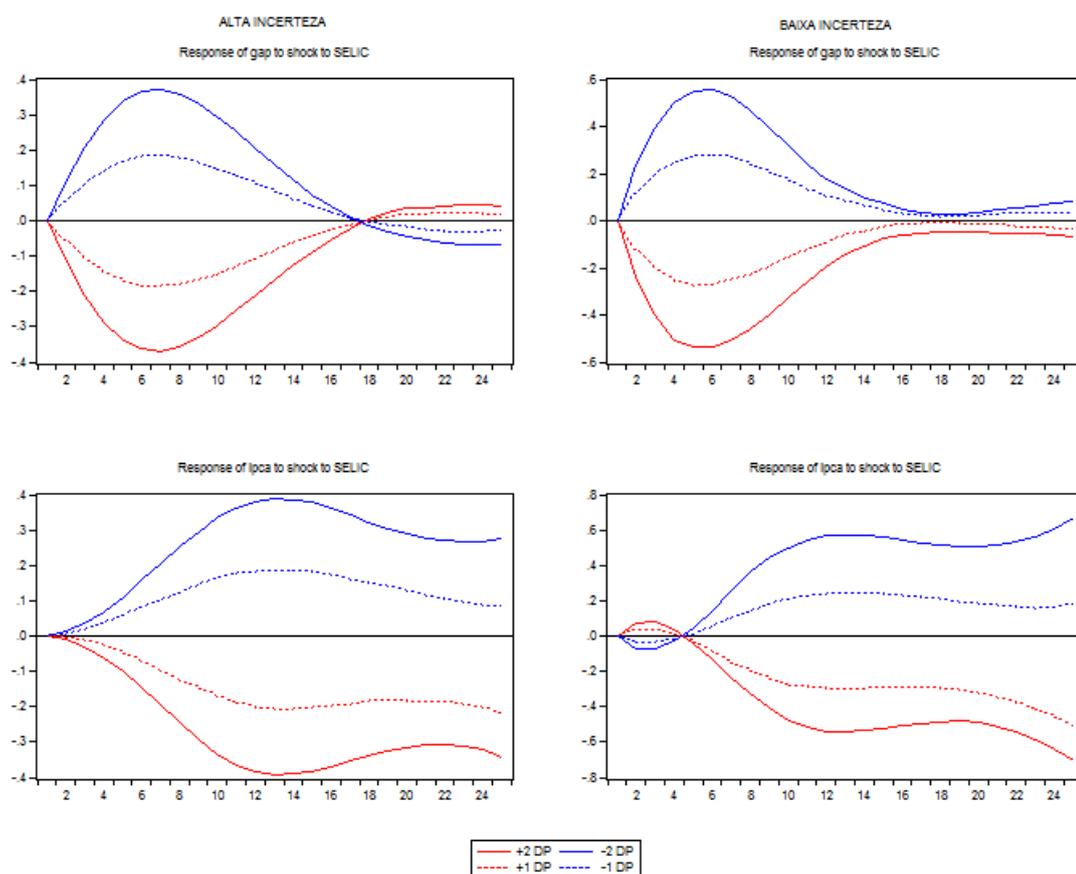


Figura 23 – GIRF - IIE



Quanto a inflação, percebe-se que a reação do IPCA ao choque de política monetária é negativo em ambos os regimes de incerteza. Mas nota-se que o choque sobre a inflação é mais forte no regime de baixa incerteza. Ademais, verifica-se que o tempo de reação da inflação ao choque da política monetária está condizente com as estimativas do BCB.

Em relação ao índice IIE-Br, representado na Figura 23, temos que a resposta da atividade econômica é negativa para ambos os regimes de incerteza. Mas percebemos mais uma vez que o impacto do choque é maior no regime de baixa incerteza. Quanto ao IPCA, houve uma redução da inflação nos dois regimes de incerteza, contudo o efeito contracionista da política monetária é maior no regime de baixa incerteza.

Do exposto acima, os resultados apresentam indícios de que os choques da política monetária brasileira mostram características de serem estado-dependente, ou seja, os efeitos dos choques da política monetária dependem do estado da incerteza. Como visto por meio dos resultados, a eficácia da política monetária em impactar a atividade econômica e a inflação foram mais pronunciados no regime de baixa incerteza do que no regime de alta.

Em relação ao efeito reduzido da política monetária sobre a atividade econômica brasileira no regime de alta incerteza, esse resultado é consistente com os trabalhos que utilizam da teoria de *real options* (ver, por exemplo, Bernanke (1983), Dixit e Pindyck

(1994) e Bloom (2009)). Quando a incerteza sobre a economia está alta, o valor da opção de adiar o investimento por parte das firmas aumenta e elas tendem a postergar seus projetos de investimentos que, como resultado, tendem a gerar efeitos contracionistas na atividade econômica. Dessa maneira, ações da política monetária não podem ter seu efeito esperado devido ao posicionamento “wait-and-see” por parte das firmas.

Em um estudo, Bloom et al. (2007) providenciam evidências empíricas no nível firma de que as decisões de investimento por parte das firmas tendem a ser adiadas nos momentos de elevada incerteza. Foi encontrado que a resposta do investimento a choques de demanda se torna menor em um regime de elevada incerteza. Além disso, um importante resultado encontrado por Bloom et al. (2007), é que as ações da política monetária ou fiscal tendem a ter uma baixa eficácia em influenciar as decisões de investimento das firmas quando o período é de alta incerteza.

Em outro estudo, Bloom et al. (2018) desenvolve um modelo DSGE com diferentes estados de incerteza, custo de ajustamento e com heterogeneidade das firmas para tentar verificar os efeitos da incerteza sobre a efetividade das políticas econômicas. Como resultado, Bloom et al. (2018) encontram que alto níveis de incerteza prejudicam a eficácia das políticas em influenciar as decisões das firmas, implicando que diferentes estados de incerteza podem levar a diferentes efeitos das políticas econômicas. Segundo os autores, esse resultado implica que a incerteza não somente impacta a economia de forma direta, mas também indiretamente ao modificar a resposta da economia a alguma política de estabilização.

Em resumo, nossos resultados corroboram com os estudos que encontram efeitos assimétricos da política econômica sob a atividade econômica quando se está em diferentes estados de incerteza. Dessa maneira, os mecanismos que causam esse diferencial na política monetária brasileira poderá ser uma questão a ser respondida por estudos futuros.

Ademais, nossos resultados estão de conformidade com os estudos de Aastveit et al. (2013), Castelnovo e Pellegrino (2016), Balcilar et al. (2017), Caggiano et al. (2017), Pellegrino (2017) e Pellegrino (2018). Esses trabalhos utilizando diferentes abordagens indicam que a eficácia da política monetária é reduzida em momentos de elevada incerteza. Em particular, Castelnovo e Pellegrino (2016) e Balcilar et al. (2017), assim como os nossos resultados, descobriram um efeito reduzido da política monetária sobre a atividade econômica e inflação nos regimes de alta incerteza.

Balcilar et al. (2017) mostra que alta incerteza prejudica os efeitos da política monetária na área do Euro, com ambos preços e produto reagindo de forma mais significativa quando o ambiente é de baixa incerteza. Balcilar et al. (2017) ressalta que alta incerteza leva os investidores ao posicionamento de “wait-and-see”, gerando uma baixa resposta, e as vezes insignificante, da inflação e produto ao aperto monetário na área do Euro. Já Castelnovo e Pellegrino (2016), encontraram que a atividade econômica teve uma baixa

reação ao choque monetário no regime de alta incerteza, e que a inflação se tornou muito mais volátil nesse regime.

Os resultados encontrados também estão de acordo com os estudos de Arquete e Júnior (2003), Minella et al. (2003), Céspedes et al. (2008), Tomazzia (2009), Mendonça et al. (2010), Mello e Moccerro (2011), Filho (2017) e Fonseca et al. (2018), os quais estudaram os efeitos dos choques de política monetária sobre a economia brasileira. Como resultado, esses trabalhos encontraram que os choques da política monetária impactam variáveis como produto, inflação, taxa de câmbio e dentre outras. Dessa maneira, nossos resultados complementam esses estudos por encontrarmos efeitos parecidos dos choques de política monetária sobre a inflação e produto da economia brasileira, mas além disso, verificamos que esses choques podem sofrer a influência de diferentes níveis de incerteza.

Agora, nas Figuras 24 e 25 temos as GIRF do modelo com o IPCA-Livre. De conformidade aos resultados anteriores, temos que para os dois índices de incerteza, os choques da política monetária foram mais fortes no período de baixa incerteza.

Figura 24 – GIRF - EPU com IPCA-Livre

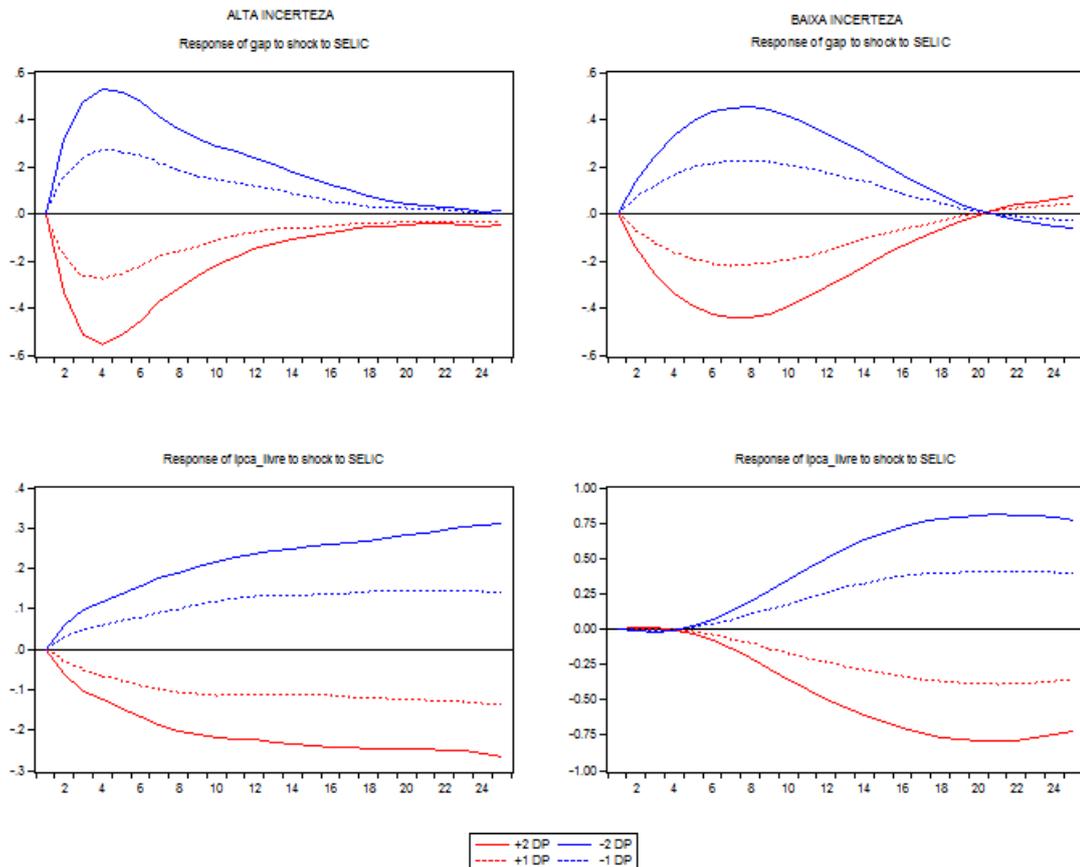
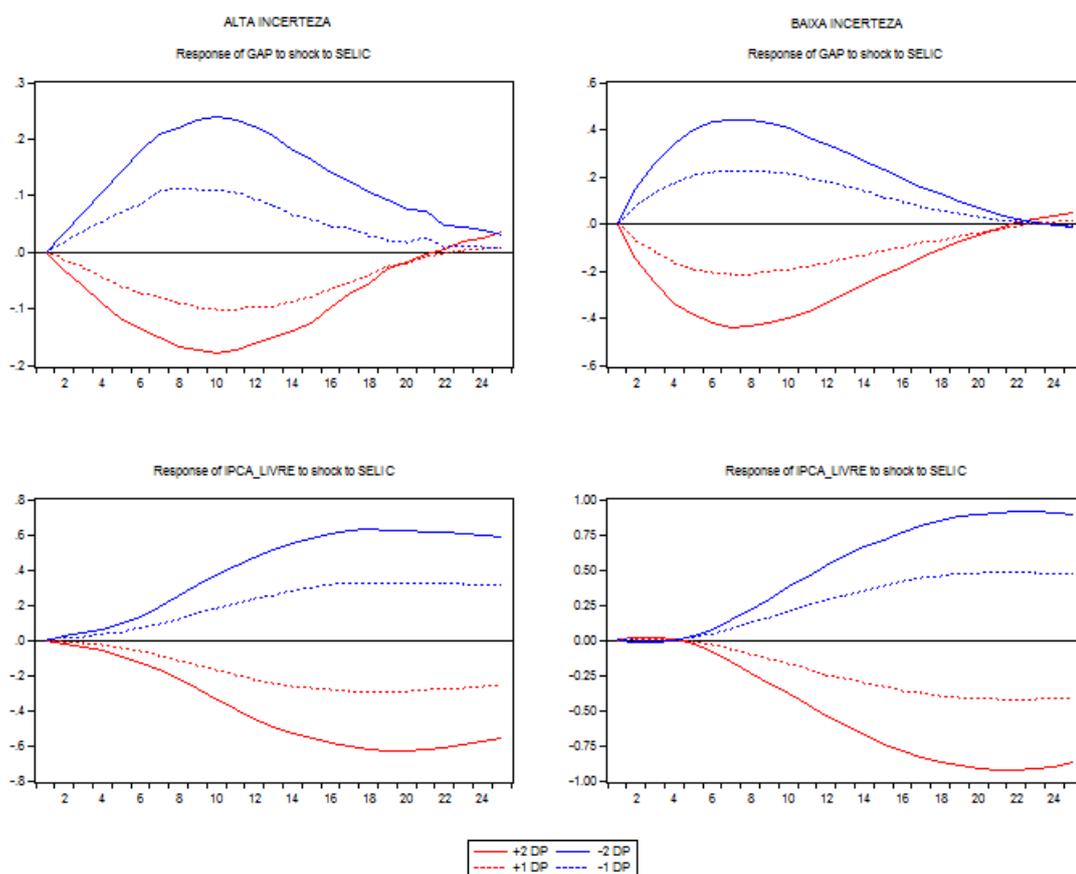


Figura 25 – GIRF - IIE com IPCA-Livre



Para ambos os índices, a atividade respondeu de forma negativa nos dois regimes de incerteza, no entanto os choques se mostraram maiores no regime de baixa incerteza. Para a inflação, o IPCA-Livre respondeu negativamente ao choque em ambos os regimes, mas igualmente aos resultados anteriores, o choque teve um efeito maior no regime de baixa incerteza. Além disto, podemos observar que os choques da política monetária tiveram um maior efeito sobre o IPCA-Livre quando comparado ao IPCA. Esse resultado era o esperado uma vez que os preços livres são mais influenciados pelas forças de oferta e demanda da economia do que o IPCA. Além do mais, a estudos existentes para o Brasil mostrando que os preços monitorados influem sobremaneira na variabilidade da inflação, o que acaba dificultando as ações da política monetária.⁴

Novamente, os resultados com a substituição do IPCA pelo IPCA-Livre mostram indícios de que os choques da política dependem do nível de incerteza vigente na economia. Mais uma vez nossos resultados confirmam os estudos que encontram efeitos diferenciados da política monetária sobre a atividade econômica em diferentes níveis de incerteza. Além disso, os resultados corroboram os estudos de Aastveit et al. (2013), Castelnuovo e Pellegrino (2016), Balcilar et al. (2017), Caggiano et al. (2017), Pellegrino (2017) e

⁴ Ver, por exemplo, Gomes e Aidar (2005) e Carrara e Correa (2012).

Pellegrino (2018), que apresentam uma baixa eficácia da política monetária em momentos de elevada incerteza para influenciar a atividade econômica e a inflação.

4.2.1 Robustez

Nesta seção nós consideramos modificações na estrutura do modelo TVAR estimado para checar a robustez dos nossos resultados. Para tanto, três alterações foram realizadas: i) estimar o modelo com a Produção Industrial ao invés do IBC-Br; ii) mudança na ordenação das variáveis⁵ e iii) mudança no número de defasagens no modelo⁶. Para todas as modificações acima as funções de resposta ao impulso se alteraram pouco conforme pode ser observado nas figuras abaixo.

Com respeito a primeira modificação, que é a troca do IBC-Br pela produção industrial, nota-se que para ambos os índices de incerteza, EPU e IIE, tanto a atividade como a inflação responderam de forma negativa ao aumento da taxa de juros. No entanto, o efeito do choque monetário sobre essas variáveis foi maior no regime de baixa incerteza. Agora observando o modelo com a inclusão do IPCA-livre, se percebe mais uma vez que a atividade econômica e inflação foram mais impactadas pelo choque da política monetária no regime de baixa incerteza.

⁵ Barboza e Zilberman (2018) e Pellegrino (2017) sugerem mudanças na ordenação do modelo como teste de robustez. Dessa maneira, foi considerada a seguinte ordenação: Incerteza, gap, expectativas de inflação, inflação e selic.

⁶ O número de defasagens escolhido foi 3. Em boa parte das estimações esse era o número de defasagem sugerido pelo critério de informação de AIC.

Figura 26 – Modelo com Produção Industrial - EPU

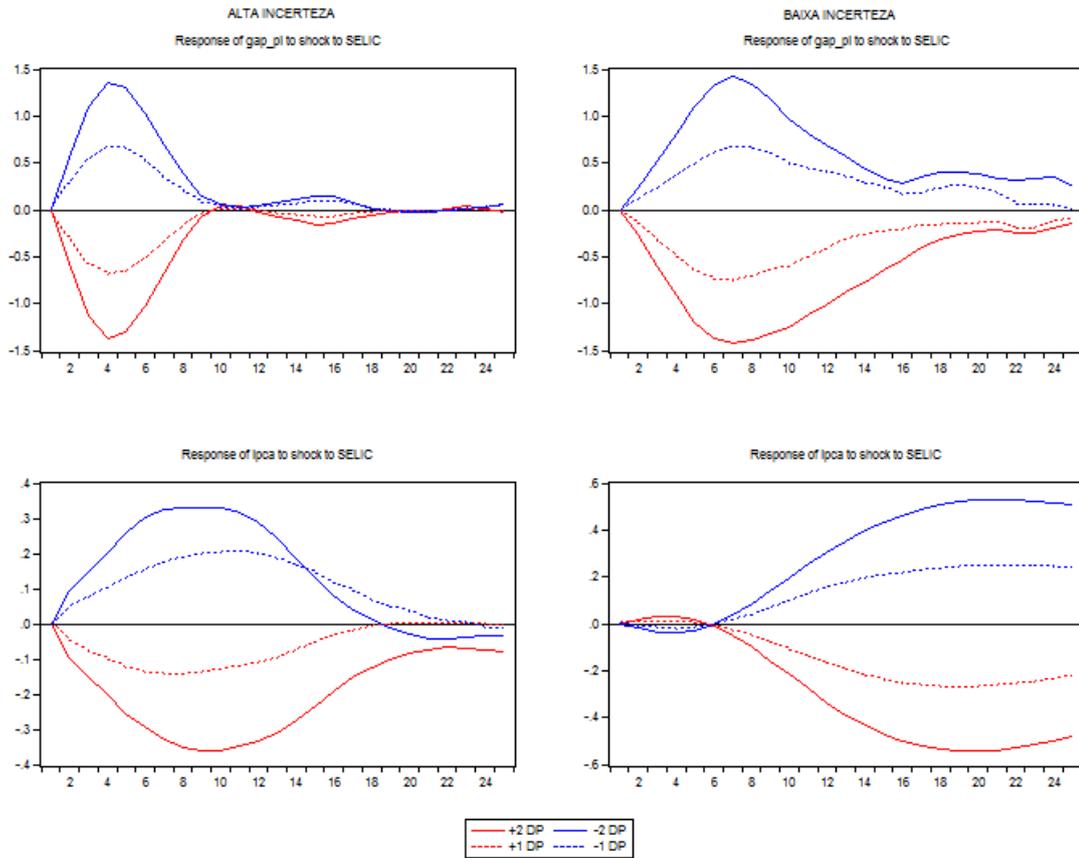


Figura 27 – Modelo com Produção Industrial - EPU com IPCA-Livre

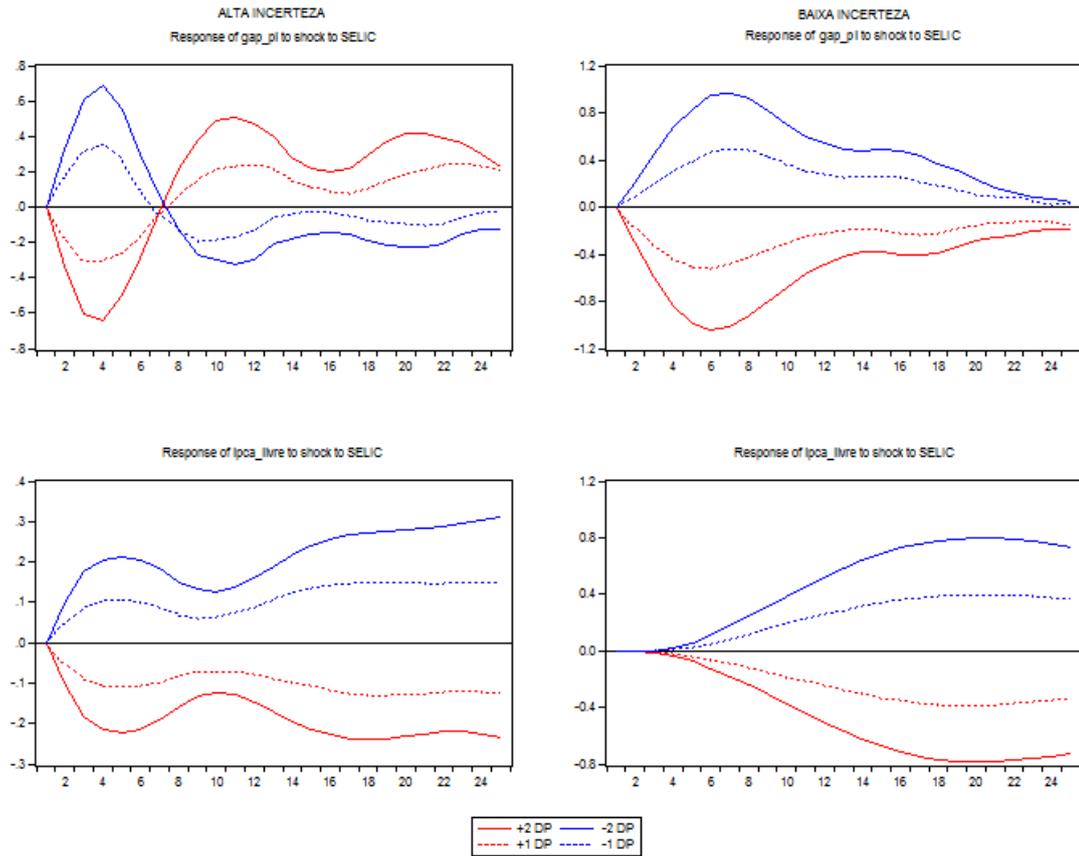


Figura 28 – Modelo com Produção Industrial - IIE

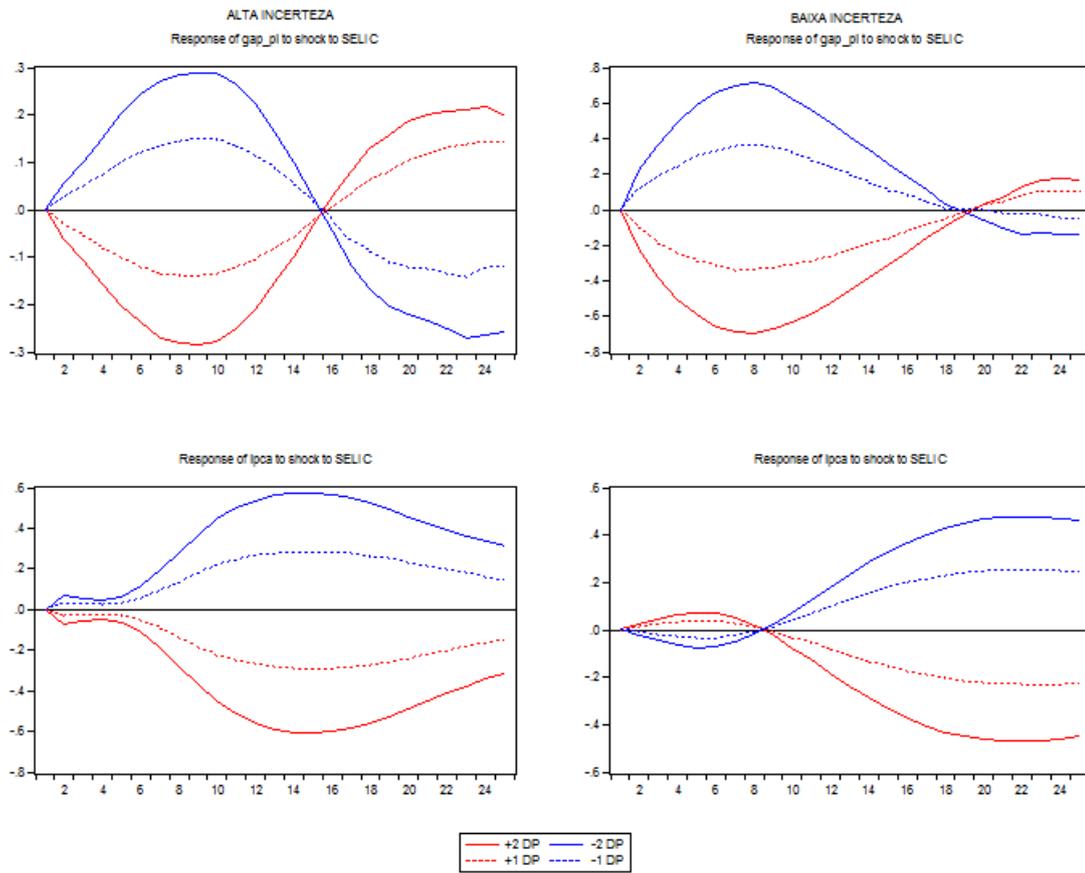
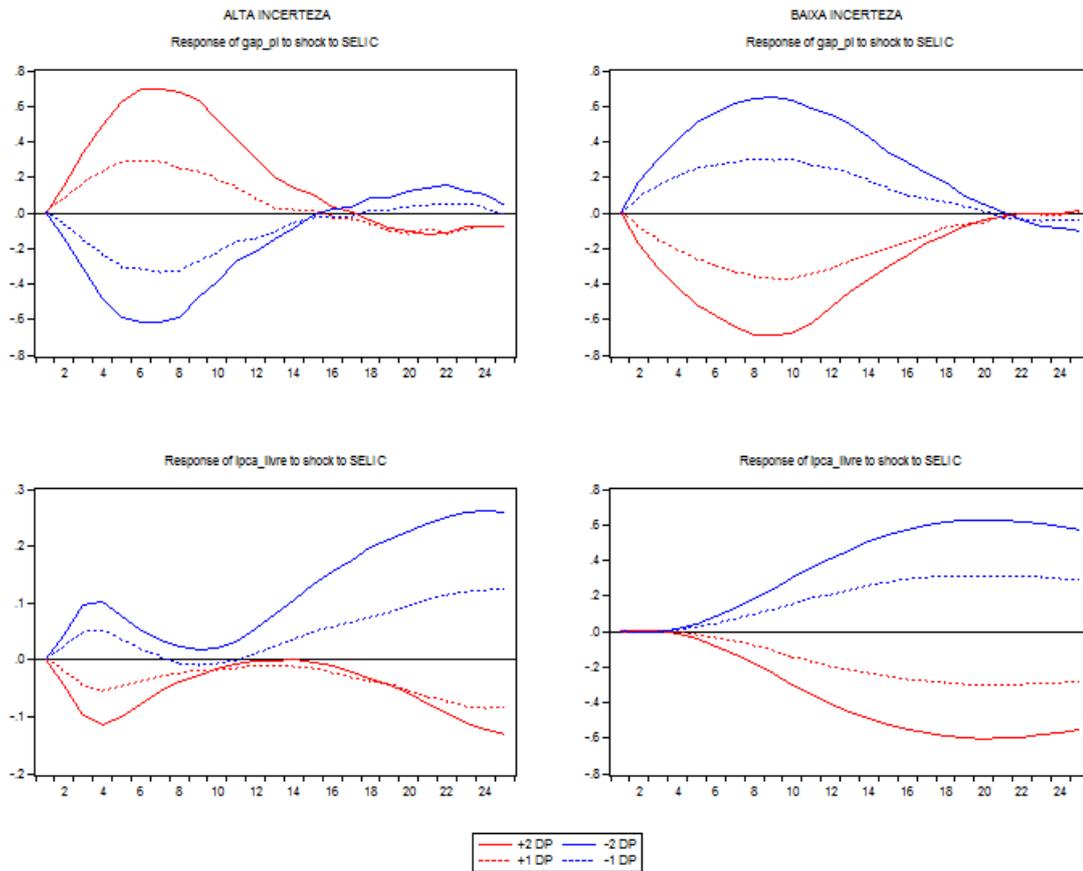


Figura 29 – Modelo com Produção Industrial - IIE com IPCA-Livre



Quanto ao modelo com alteração na ordenação das variáveis, nota-se que para ambos os índices de incerteza EPU e IIE, a atividade e a inflação responderam de forma negativa ao choque positivo da taxa de juros, contudo verifica-se novamente que o efeito do choque monetário foi maior no regime de baixa incerteza. Observando o modelo com o IPCA-Livre, percebe-se mais uma vez que, para ambos os índices de incerteza, a atividade econômica e inflação tiveram uma maior resposta ao aumento da taxa de juros no regime de baixa incerteza.

Figura 30 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - EPU

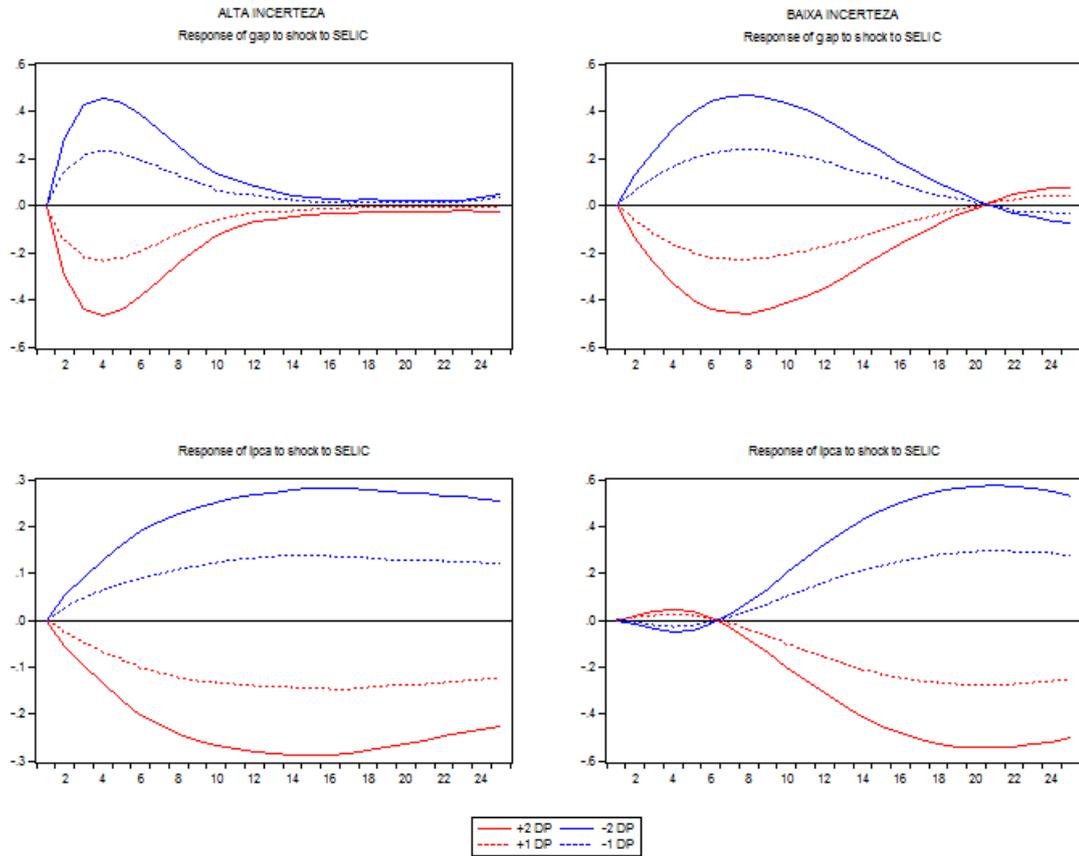


Figura 31 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - EPU com IPCA-Livre

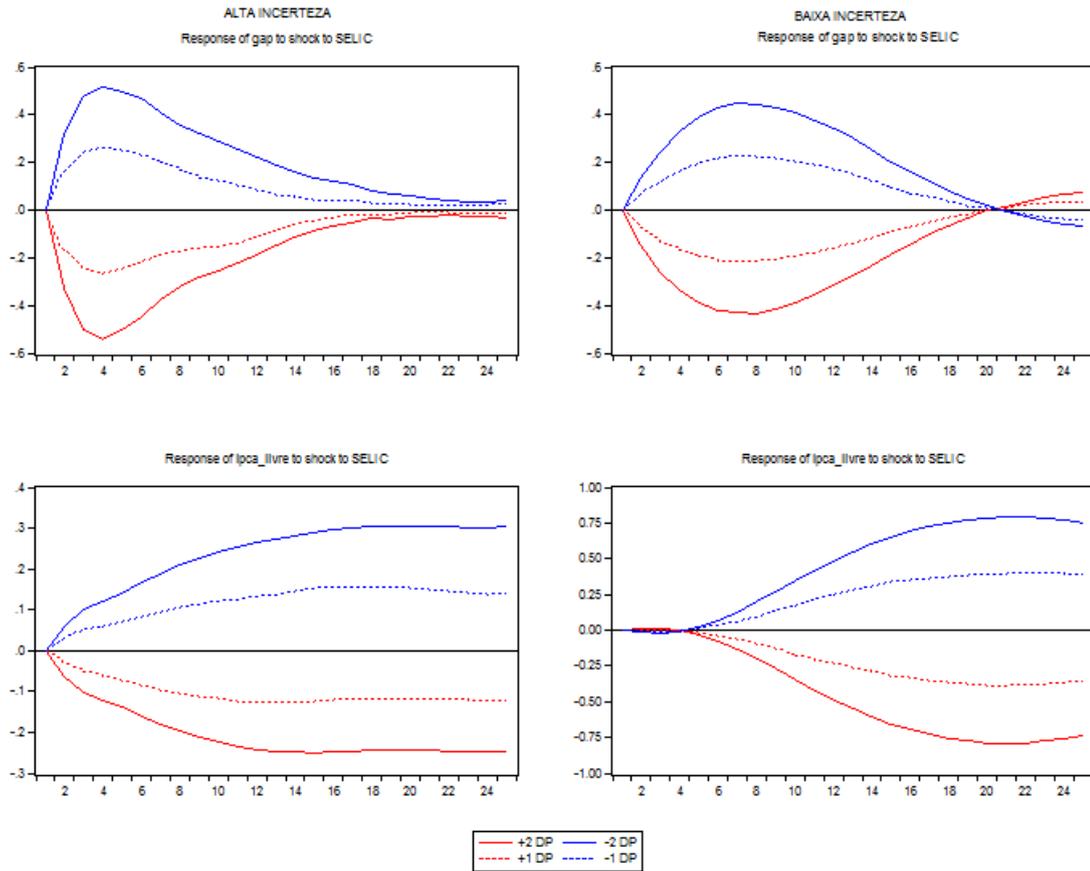


Figura 32 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - IIE

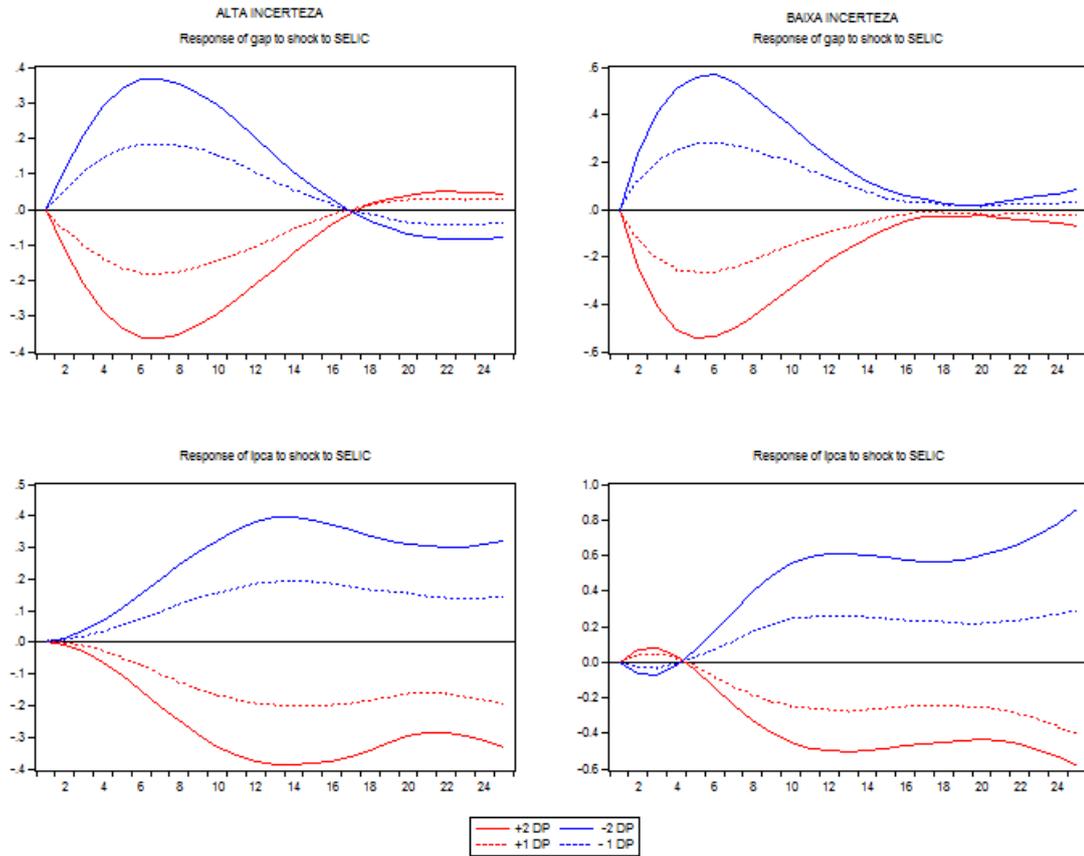
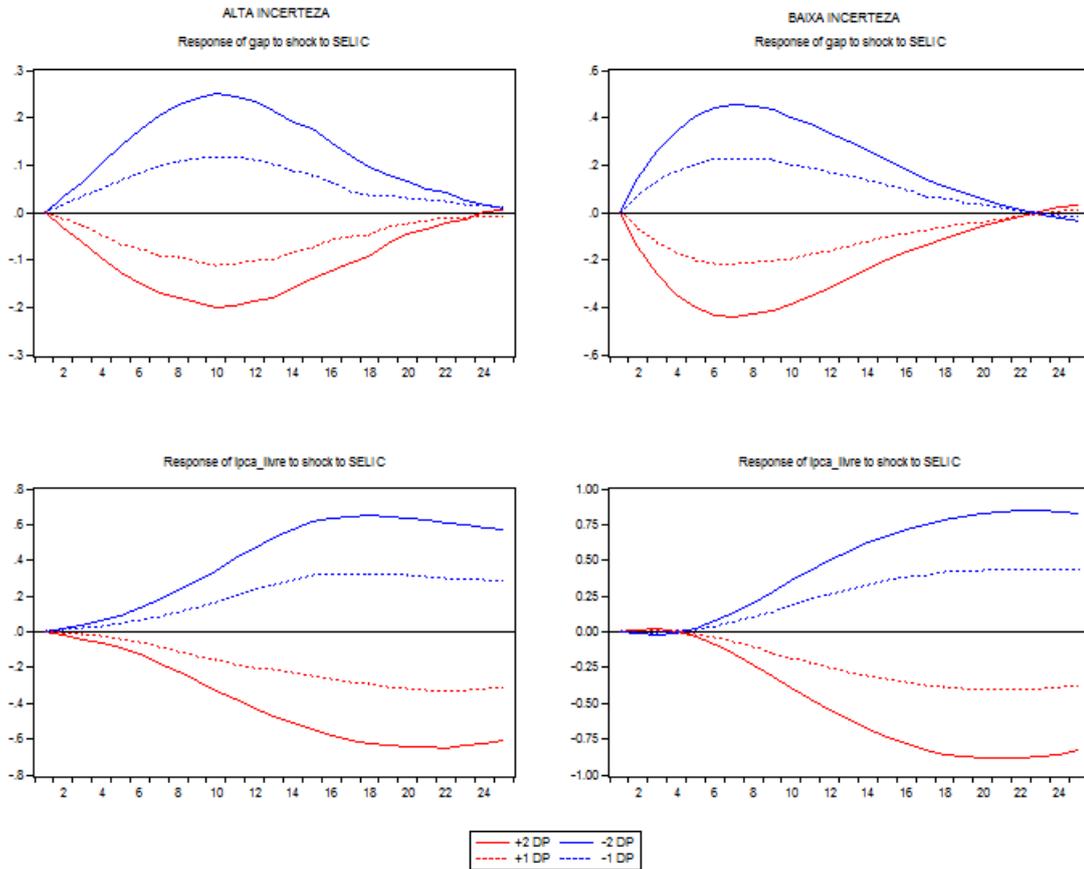


Figura 33 – Modelo com Alteração na Ordenação das Variáveis - IIE com IPCA-Livre



Por fim, modificando o número de defasagens do modelo, nota-se novamente que para ambos os índices de incerteza, EPU e IIE, tanto a atividade como a inflação responderam de forma negativa ao aumento da taxa de juros. No entanto, o efeito do choque monetário sobre essas variáveis foi maior no regime de baixa incerteza. Observando o modelo com a inclusão do IPCA-livre, se percebe mais uma vez que a atividade econômica e inflação foram mais impactadas pelo aumento da taxa de juros no regime de baixa incerteza.

Figura 34 – Modelo com Alteração nas defasagens - EPU

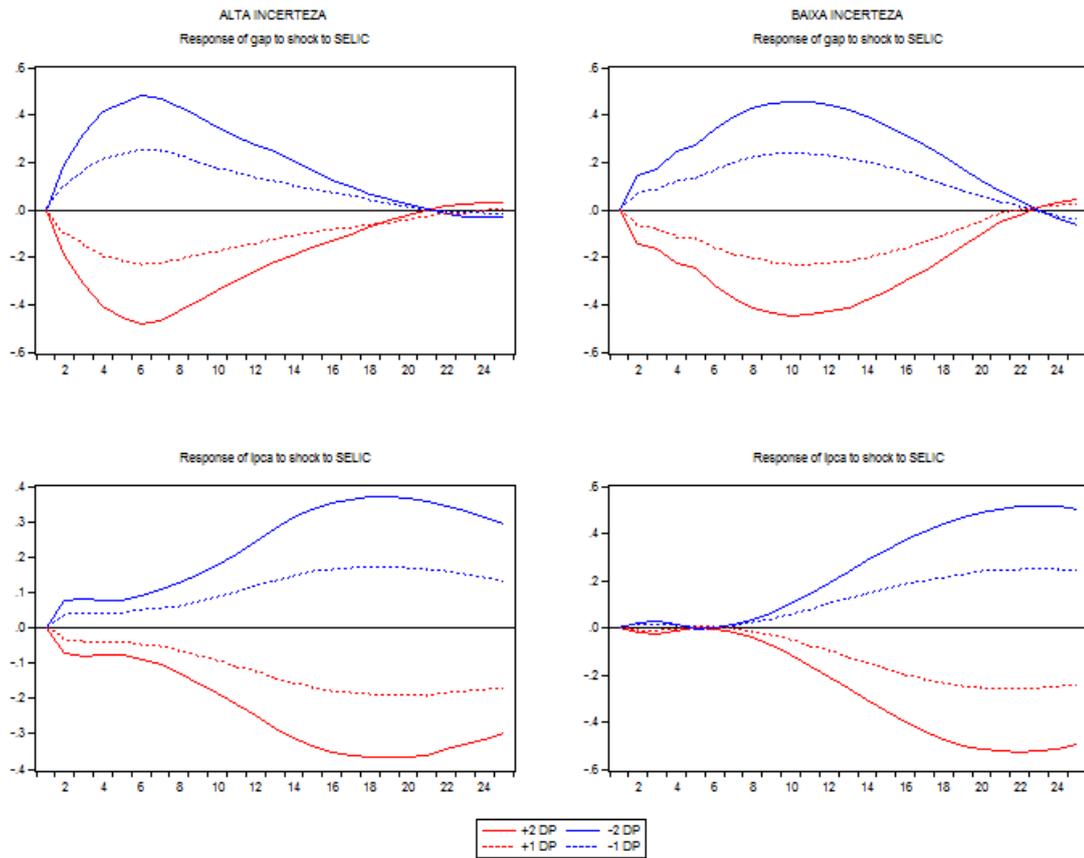


Figura 35 – Modelo com Alteração nas defasagens - EPU com IPCA-Livre

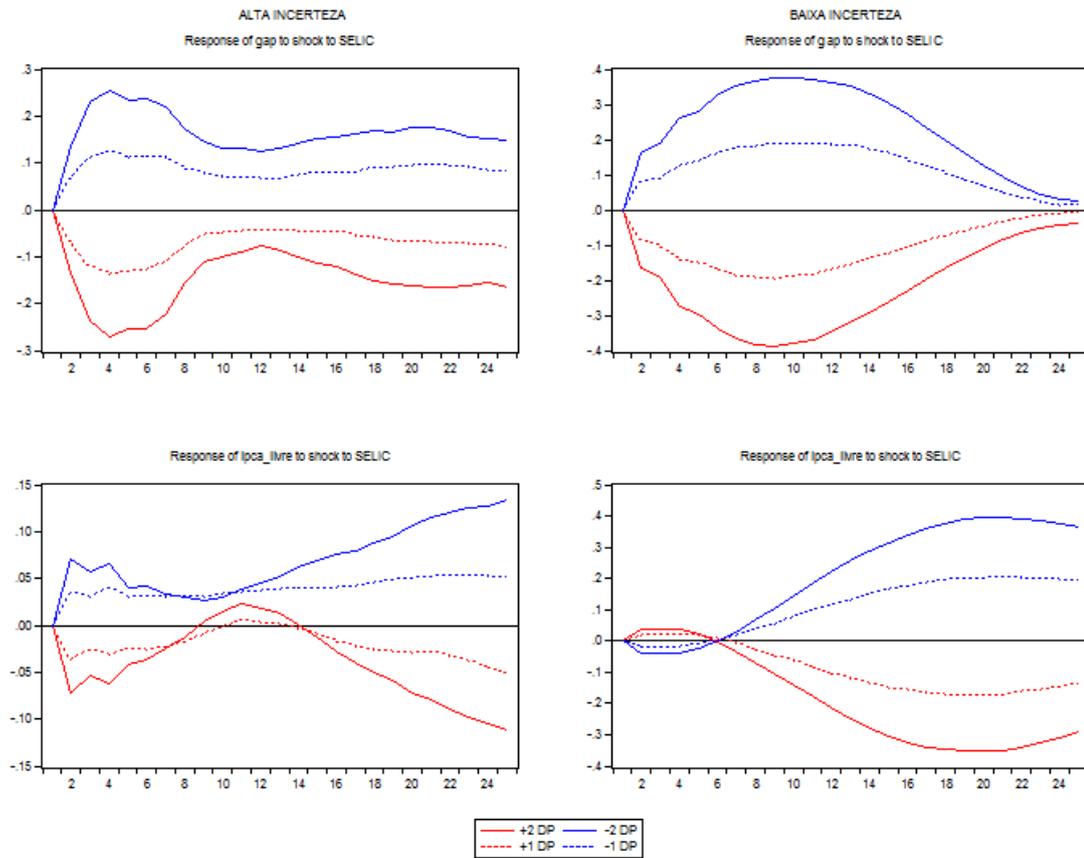


Figura 36 – Modelo com Alteração nas defasagens - IIE

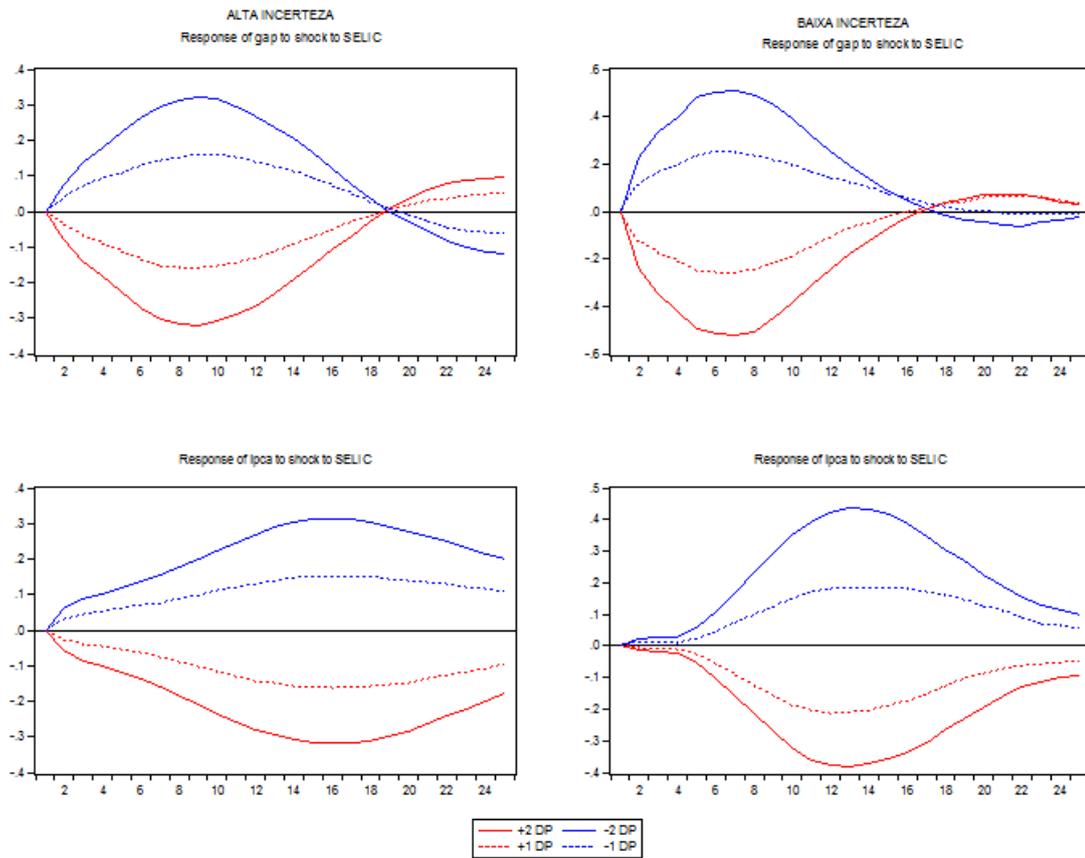
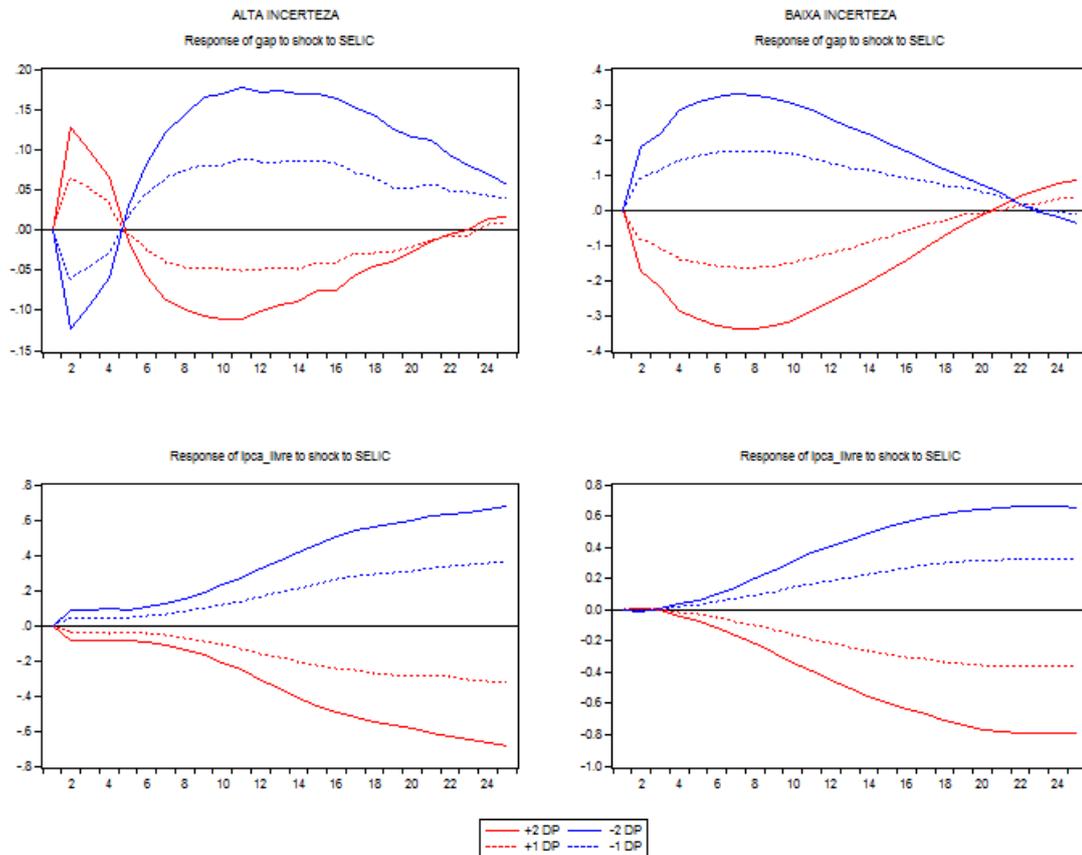


Figura 37 – Modelo com Alteração nas defasagens - IIE com IPCA-Livre



Nota-se que para todas as alterações realizadas, o GAP do produto e a inflação foram mais impactadas pelo choque de política monetária no regime de baixa incerteza. Em suma, os resultados apresentados neste trabalho são robustos para as alterações feitas, o que indica que a política monetária brasileira apresenta um efeito menos pronunciado sobre a atividade econômica e inflação em um período de alta incerteza se comparado ao período de baixa incerteza. Estes resultados, como discutido anteriormente, estão de conformidade com as evidências empíricas e teóricas sobre o tema.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve como objetivo verificar se existe alguma diferença de impacto dos choques de política monetária na dinâmica da atividade econômica e da inflação sobre diferentes regimes de incerteza. Para tanto, foi estimado um SVAR para o conhecimento dos efeitos dos choques de incerteza e de política monetária sobre as variáveis em estudo e um modelo TVAR para analisar os choques de política monetária em diferentes regimes de incerteza.

Para o modelo SVAR, os resultados indicaram que a atividade econômica brasileira tende a ser a variável mais impactada diante de um aumento na incerteza na economia. Quanto aos choques da política monetária, foi encontrado que aumentos na taxa de juros causam queda na atividade econômica e inflação. Entretanto, foi constatado que os efeitos do choque monetário foram maiores no IPCA-Livre em relação ao IPCA.

Quanto ao modelo TVAR, os resultados indicaram que para ambos os regimes de baixa e alta incerteza, a atividade econômica e a inflação se reduziram após um choque positivo da política monetária. No entanto, essas quedas foram mais pronunciadas no regime de baixa incerteza. Esses resultados estão de conformidade com estudos que têm encontrado uma baixa eficácia da política monetária em impactar variáveis, como produto e inflação, diante de períodos de alta incerteza. Dessa maneira, nossos resultados mostram indícios de que os choques de política monetária no Brasil são menos eficazes nos regimes de alta incerteza.

Ademais, por encontrarmos resultados similares, nossos resultados complementam estudos para economia brasileira que têm encontrado efeitos contracionistas dos choques de política monetária sobre variáveis macroeconômicas. Mas além disso, verificamos que esses choques podem sofrer a influência de diferentes níveis de incerteza que estejam sobre a economia.

Para futuras pesquisas sugere-se investigar os mecanismos que tem causado a diferença de efeito da política monetária brasileira sobre diferentes regimes de incerteza. Uma vez que a política monetária é um importante instrumento de política econômica, o conhecimento das causas desse efeito diferencial se torna importante para lidar com futuras instabilidades econômicas.

REFERÊNCIAS

- AASTVEIT, K. A.; NATVIK, G. J. J.; SOLA, S. Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy. *Norges Bank Research*, n. 17, 2013.
- AFONSO, A.; BAXA, J.; SLAVIK, M. Fiscal developments and financial stress: a threshold var analysis. *Empirical Economics*, Springer, v. 54, n. 2, p. 395–423, 2018.
- ALESSANDRI, P.; MUMTAZ, H. Financial regimes and uncertainty shocks. Working Paper, School of Economics and Finance, Queen Mary, University of London, n. 729, 2014.
- ALEXOPOULOS, M.; COHEN, J. et al. Uncertain times, uncertain measures. *University of Toronto Department of Economics Working Paper*, v. 352, 2009.
- ARQUETE, L. C. d. R.; JÚNIOR, F. G. J. *Política monetária, preços e produto no Brasil (1994-2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos*. [S.l.], 2003.
- BACHMANN, R.; ELSTNER, S.; SIMS, E. R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 5, n. 2, p. 217–49, 2013.
- BACHMANN, R.; MOSCARINI, G. et al. Business cycles and endogenous uncertainty. In: CITESEER. *2011 Meeting Papers*. [S.l.], 2011. v. 36.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N. *Does uncertainty reduce growth? Using disasters as natural experiments*. [S.l.], 2013.
- BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford University Press, v. 131, n. 4, p. 1593–1636, 2016.
- BALCILAR, M.; DEMIRER, R.; GUPTA, R.; EYDEN, R. V. The impact of us policy uncertainty on the monetary effectiveness in the euro area. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 39, n. 6, p. 1052–1064, 2017.
- BALEY, I.; BLANCO, J. A. Menu costs, uncertainty cycles, and the propagation of nominal shocks. 2015.
- BALKE, N. S. Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 82, n. 2, p. 344–349, 2000.
- BARBOSA, F. d. H. *Macroeconomia*. [S.l.]: Editora FGV, 2017.
- BARBOZA, R. d. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 72, n. 2, p. 144–160, 2018.
- BCB. Relatório de inflação. v. 11, n. 2, 2009.
- BCB. Relatório de inflação. v. 14, n. 1, 2012.
- BEKAERT, G.; HOEROVA, M.; DUCA, M. L. Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 60, n. 7, p. 771–788, 2013.
- BERNANKE, B. S. Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 98, n. 1, p. 85–106, 1983.

- BERNANKE, B. S. *Alternative explanations of the money-income correlation*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1986.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. W. Are business cycles all alike? In: *The American business cycle: Continuity and change*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1986. p. 123–180.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BLOOM, N. Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, v. 28, n. 2, p. 153–76, 2014.
- BLOOM, N.; BOND, S.; REENEN, J. V. Uncertainty and investment dynamics. *The review of economic studies*, Wiley-Blackwell, v. 74, n. 2, p. 391–415, 2007.
- BLOOM, N.; FLOETOTTO, M.; JAIMOVICH, N.; SAPORTA-EKSTEN, I.; TERRY, S. J. *Really uncertain business cycles*. [S.l.], 2012.
- BLOOM, N.; FLOETOTTO, M.; JAIMOVICH, N.; SAPORTA-EKSTEN, I.; TERRY, S. J. Really uncertain business cycles. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 86, n. 3, p. 1031–1065, 2018.
- BRENNAN, M. J.; SCHWARTZ, E. S. Evaluating natural resource investments. *Journal of business*, JSTOR, p. 135–157, 1985.
- BUENO, R. D. L. da S. *Econometria de séries temporais*. [S.l.]: Cengage Learning, 2008.
- CAGGIANO, G.; CASTELNUOVO, E.; GROSHENNY, N. Uncertainty shocks and unemployment dynamics in us recessions. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 67, p. 78–92, 2014.
- CAGGIANO, G.; CASTELNUOVO, E.; NODARI, G. Uncertainty and monetary policy in good and bad times. 2017.
- CARRARA, A. F.; CORREA, A. L. O regime de metas de inflação no brasil: uma análise empírica do ipca. *Revista de Economia Contemporânea*, Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, p. 441–462, 2012.
- CASTELNUOVO, E.; PELLEGRINO, G. Uncertainty-dependent effects of monetary policy shocks: A new keynesian interpretation. *unpublished paper, viewed October*, 2016.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in brazil after the real plan: stylized facts from svar models. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.
- CHRISTIANO, L. J. Modeling the liquidity effect of a money shock. *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review-Federal Reserve Bank of Minneapolis*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 15, n. 1, p. 3, 1991.

- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? *Handbook of macroeconomics*, Elsevier, v. 1, p. 65–148, 1999.
- DIXIT, A. K.; PINDYCK, R. S. *Investment under uncertainty*. [S.l.]: Princeton university press, 1994.
- EICKMEIER, S.; METIU, N.; PRIETO, E. Time-varying volatility, financial intermediation and monetary policy. 2016.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J.; GUERRÓN-QUINTANA, P.; KUESTER, K.; RUBIO-RAMÍREZ, J. Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, v. 105, n. 11, p. 3352–84, 2015.
- FERRARESI, T.; ROVENTINI, A.; FAGIOLO, G. Fiscal policies and credit regimes: a tvsar approach. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 30, n. 7, p. 1047–1072, 2015.
- FILHO, A. E. d. C. Incerteza e atividade econômica no brasil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014.
- FILHO, A. E. d. C. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 47, n. 2, p. 295–328, 2017.
- FONSECA, M. R. R. da; OREIRO, J. L. da C.; ARAÚJO, E. C. de. The nonlinearity of brazilian monetary policy in the inflation-targeting period: An analysis based on an ms-var model. *Análise Econômica*, v. 36, n. 70, 2018.
- GALVÃO, A. B. C. Multivariate threshold models: Tvars and tvecms. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 23, n. 1, p. 143–171, 2003.
- GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. de O. Medindo incerteza macroeconômica para o brasil. *Economia Aplicada*, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto-USP, Dept de Economia, v. 21, n. 2, p. 311, 2017.
- GOMES, C.; AIDAR, O. Política monetária no brasil: os desafios do regime de metas de inflação. *Revista Economia Ensaios*, v. 20, n. 1, 2005.
- GOURIO, F.; SIEMER, M.; VERDELHAN, A. Uncertainty and international capital flows. 2015.
- HADDOW, A.; HARE, C.; HOOLEY, J.; SHAKIR, T. Macroeconomic uncertainty: what is it, how can we measure it and why does it matter? 2013.
- HANSEN, B. Testing for linearity. *Journal of Economic Surveys*, Wiley Online Library, v. 13, n. 5, p. 551–576, 1999.
- HANSEN, B. E. Threshold autoregression in economics. *Statistics and its Interface*, International Press of Boston, v. 4, n. 2, p. 123–127, 2011.
- HUBRICH, K.; TERÄSVIRTA, T. *Thresholds and Smooth Transitions in Vector Autoregressive Models*. [S.l.], 2013.

- IBRE. Metodologia para o cálculo do indicador de incerteza da economia brasil (iie-br). dec 2016.
- JURADO, K.; LUDVIGSON, S. C.; NG, S. Measuring uncertainty. *American Economic Review*, v. 105, n. 3, p. 1177–1216, 2015.
- KHAN, M. Y. *Advances in applied nonlinear time series modeling*. Tese (Doutorado) — lmu, 2015.
- KING, R. Money and business cycles, “manuscript, university of rochester. 1990.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 74, n. 1, p. 119–147, 1996.
- LEDUC, S.; LIU, Z. et al. Uncertainty, unemployment, and inflation. *FRBSF Economic Letter*, Federal Reserve Bank of San Francisco, v. 28, 2012.
- MCDONALD, R.; SIEGEL, D. The value of waiting to invest. *The quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 101, n. 4, p. 707–727, 1986.
- MELLO, L. D.; MOCCERO, D. Monetary policy and macroeconomic stability in latin america: The cases of brazil, chile, colombia and mexico. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 30, n. 1, p. 229–245, 2011.
- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L.; SACHSIDA, A. Efeitos da política monetária na economia brasileira: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2010.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in brazil (1975-2000): a var estimation. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 57, n. 3, p. 605–635, 2003.
- MINELLA, A.; FREITAS, P. S. D.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K. Inflation targeting in brazil: constructing credibility under exchange rate volatility. *Journal of international Money and Finance*, Elsevier, v. 22, n. 7, p. 1015–1040, 2003.
- MOORE, A. Measuring economic uncertainty and its effects. *Economic Record*, Wiley Online Library, v. 93, n. 303, p. 550–575, 2017.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and monetary policy in the us: A journey into non-linear territory. 2017.
- PELLEGRINO, G. Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the euro area. *Economics Letters*, Elsevier, v. 162, p. 177–181, 2018.
- ROBAYS, I. V. Macroeconomic uncertainty and the impact of oil shocks. 2012.
- RUDEBUSCH, G. D. Federal reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure. *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 35, n. 2, p. 245–274, 1995.
- SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, n. Win, p. 2–16, 1986.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 113–144, 1990.

SOAVE, G. P. et al. *Choques fiscais e instabilidade financeira no Brasil: uma abordagem TVAR*. [S.l.], 2015.

TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 66, n. 1-2, p. 225–250, 1995.

TOMAZZIA, E. C. *Transmissão da política monetária: quebras estruturais e efeitos setoriais na economia brasileira pós-real*. Tese (Doutorado) — Universidade Federal de Santa Catarina, Centro Sócio-Econômico, Programa de Pós-Graduação em Economia, Florianópolis, 2009.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no brasil: uma análise em var por setor industrial. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.

TONG, H. On a threshold model. Sijthoff & Noordhoff, 1978.

TONG, H. Threshold models in time series analysis—30 years on. *Statistics and its Interface*, International Press of Boston, v. 4, n. 2, p. 107–118, 2011.

TONG, H. *Threshold models in non-linear time series analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2012. v. 21.

VAVRA, J. Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and an ss interpretation. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 129, n. 1, p. 215–258, 2013.

ANEXO A – Resultados Testes de Raiz Unitária

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária

Teste Phillips-Perron (PP)								
Em nível								
		EPU	IIE	EI	IPCA	IPCA_LIVRE	GAP	SELIC
Com Constante	t-Statistic	-7.3728	-2.9888	-5.428	-2.7238	-2.2874	-3.4586	-1.7068
	Prob.	0	0.0379	0	0.072	0.1772	0.0103	0.4261
		***	**	***	*	n0	**	n0
Com Constante e Tendência	t-Statistic	-9.0014	-4.5258	-5.5278	-2.6477	-2.298	-3.4335	-1.6731
	Prob.	0	0.0018	0	0.2599	0.4325	0.0502	0.7592
		***	***	***	n0	n0	*	n0
Sem Constante e Tendência	t-Statistic	0.0321	-0.099	-2.4295	-1.9927	-1.6305	-3.463	-1.2727
	Prob.	0.6917	0.6483	0.015	0.0446	0.0971	0.0006	0.1867
		n0	n0	**	**	*	***	n0
Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF)								
Em nível								
		EPU	IIE	EI	IPCA	IPCA_LIVRE	GAP	SELIC
Com Constante	t-Statistic	-3.491	-3.1267	-5.114	-4.2691	-3.5966	-4.0383	-1.0238
	Prob.	0.0093	0.0264	0	0.0007	0.0067	0.0016	0.7442
		***	**	***	***	***	***	n0
Com Constante e Tendência	t-Statistic	-8.3541	-4.5945	-5.2859	-4.1351	-3.5602	-4.0083	-1.7347
	Prob.	0	0.0014	0.0001	0.0068	0.0363	0.0101	0.7314
		***	***	***	***	**	**	n0
Sem Constante e Tendência	t-Statistic	0.044	-0.1065	-2.067	-2.6437	-2.1721	-4.044	-0.954
	Prob.	0.6955	0.6457	0.0375	0.0083	0.0291	0.0001	0.3024
		n0	n0	**	***	**	***	n0
Teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)								
Em nível								
		EPU	IIE	EI	IPCA_LIVRE	IPCA	GAP	SELIC
Com Constante	t-Statistic	1.0064	0.9758	0.2308	0.1515	0.2317	0.0441	1.0025
	Prob.	***	***	n0	n0	n0	n0	***
Com Constante e Tendência	t-Statistic	0.2469	0.1202	0.2365	0.1608	0.2133	0.0397	0.3473
	Prob.	***	*	***	**	**	n0	***
Teste DF-GLS								
Em nível								
		EPU	IIE	EI	IPCA	IPCA_LIVRE	GAP	SELIC
Com Constante	t-Statistic	-2.1981	-2.7546	0.000457	-0.739947	-1.2028	-3.3259	0.1062
	Prob.	0.0293	0.0001	0.9996	0.4603	0.2307	0.0011	0.9155
		**	**	n0	n0	n0	***	n0
Com Constante e Tendência	t-Statistic	-8.3696	-3.026	-0.9912	-1.9685	-2.3848	-3.7792	-1.8152
	Prob.	0	0.0028	0.3229	0.0506	0.0182	0.0002	0.0715
		***	***	n0	n0	n0	***	n0

Notas: (*)Significativo em 10%; (**)Significativo em 5%; (***) Significativo em 1%. e (no) não significativo

ANEXO B – Resultados dos Testes de Defasagens

Tabela 5 – Modelo SVAR

Ordenação do Modelo	Critério de Seleção		
	AIC	HQ	SC
[EPU, EI, IPCA, GAP, SELIC]	3	2	2
[EPU, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	2	2	2
[IIE, EI, IPCA, GAP, SELIC]	2	2	2
[IIE, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	2	2	2

Tabela 6 – Modelo TVAR

Ordenação do Modelo	Critério de Seleção		
	AIC	HQ	SC
[EPU, EI, IPCA, GAP, SELIC]	3	2	2
[EPU, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	2	2	2
[IIE, EI, IPCA, GAP, SELIC]	2	2	2
[IIE, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	2	2	2

ANEXO C – Teste LR para Sobreidentificação

Tabela 7 – Teste LR para Sobreidentificação

Modelo	χ^2	df	P-value
Y=[EPU, EI, IPCA, GAP, SELIC]	13	8	0.1
Y=[EPU, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	13	8	0.1
Y=[IIE, EI, IPCA, GAP, SELIC]	9.8	6	0.1
Y=[IIE, EI, IPCA-LIVRE, GAP, SELIC]	13	8	0.1