



Universidade Federal da Paraíba
Centro de Ciências Sociais Aplicadas
Programa de Pós-Graduação em Economia

EFEITOS ASSIMÉTRICOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: ANÁLISE EMPÍRICA A PARTIR DE PROJEÇÕES LOCAIS DEPENDENTES DE ESTADO

RAQUEL RAMALHO BRAZ

João Pessoa - PB
2023

RAQUEL RAMALHO BRAZ

**EFEITOS ASSIMÉTRICOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:
ANÁLISE EMPÍRICA A PARTIR DE PROJEÇÕES LOCAIS
DEPENDENTES DE ESTADO**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Orientador: Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

João Pessoa - PB

2023

Catálogo na publicação
Seção de Catalogação e Classificação

B827e Braz, Raquel Ramalho.

Efeitos assimétricos da política monetária no Brasil
: análise emprítica a partir de projeções locais
dependentes de estado / Raquel Ramalho Braz. - João
Pessoa, 2023.
41 f. : il.

Orientação: Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón.
Dissertação (Mestrado) - UFPB/CCSA.

1. Política monetária - Efeitos assimétricos. 2.
Autoridade monetária. 3. Inflação - Economia. I.
Aragón, Edilean Kleber da Silva Bejarano. II. Título.

UFPB/BC

CDU 336.74(043)

RAQUEL RAMALHO BRAZ

**EFEITOS ASSIMÉTRICOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL:
ANÁLISE EMPÍRICA A PARTIR DE PROJEÇÕES LOCAIS
DEPENDENTES DE ESTADO**

Dissertação de Mestrado submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal da Paraíba (PPGE/UFPB), como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia.

Submetida à apreciação da banca examinadora, sendo APROVADA: 28/08/2023.

EDILEAN KLEBER DA SILVA

BEJARANO ARAGON:00784361410

Assinado de forma digital por EDILEAN

KLEBER DA SILVA BEJARANO

ARAGON:00784361410

Dados: 2024.06.12 16:19:29 -03'00'

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón

Orientador



Documento assinado digitalmente

CASSIO DA NOBREGA BESARRIA

Data: 14/06/2024 09:32:48-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria

Avaliador Interno



Documento assinado digitalmente

IGOR EZIO MACIEL SILVA

Data: 13/06/2024 14:17:25-0300

Verifique em <https://validar.iti.gov.br>

Prof. Dr. Igor Ézio Maciel Silva

Avaliador Externo

João Pessoa - PB

2023

Resumo

O presente trabalho tem como objetivo analisar a existência de efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto. Para isso, foi utilizado o método de identificação de choques proposto por Romer e Romer (2004) para extrair os efeitos antecipatórios da autoridade monetária. Em seguida, foi aplicado o método de projeções locais de Jordà (2005) para estimar os parâmetros das funções de resposta ao impulso em relação ao ciclo econômico e ao sinal do choque. Os resultados obtidos mostram que um choque positivo de política monetária eleva a taxa de juros Selic e reduz o produto, a inflação, a formação bruta de capital fixo e o consumo das famílias. Esses efeitos, quando observados o ciclo da economia, indicam ser mais fortes no período de expansão econômica. Em relação à direção dos choques, os resultados apontam que os choques de política monetária contracionistas (choques positivos) têm efeitos mais relevantes tanto sobre o produto quanto sobre a inflação. Por outro lado, uma política monetária expansionista (choques negativos), em termos gerais, resulta em aumento da inflação. Por fim, os resultados obtidos não permitem afirmar que os choques de política monetária apresentam efeitos assimétricos relacionadas ao estado da economia e à direção do choque.

Palavras-chave: política monetária, identificação de choques, efeitos assimétricos, projeção local.

Abstract

This study aims to analyze the existence of asymmetric effects of monetary policy on output. To achieve this, the shock identification method proposed by Romer and Romer (2004) was used to extract the anticipatory effects of the monetary authority. Subsequently, the local projections method by Jordà (2005) was applied to estimate the parameters of the impulse response functions concerning the economic cycle and the sign of the shock. The obtained results show that a positive monetary policy shock raises the Selic interest rate and reduces output, inflation, gross fixed capital formation, and household consumption. These effects are stronger during economic expansions. Regarding the direction of the shocks, the results indicate that contractionary (positive) monetary policy shocks have more significant effects on both output and inflation. Conversely, expansionary (negative) monetary policy generally leads to an increase in inflation. Finally, the results do not allow us to confirm that monetary policy shocks exhibit asymmetric effects related to the state of the economy and the direction of the shock.

Keywords: monetary policy; shock identification; asymmetric effects; local projection.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	8
2	LITERATURA	11
3	METODOLOGIA	14
3.1	Identificação de choques	14
3.2	Projeção Local	15
3.3	Modelos Empíricos	18
3.4	Inferência	19
3.5	Dados	19
4	RESULTADOS	21
4.1	Identificação dos Choques	21
4.2	Efeitos dos Choques de Política Monetária	24
4.2.1	Assimetria em relação ao estado da economia	24
4.2.2	Assimetria em relação ao sinal do choque	29
4.3	Análise de Sensibilidade	31
4.3.1	Choques Alternativos	31
4.3.2	Estados Alternativos	34
5	CONCLUSÃO	39
	REFERÊNCIAS	40
A	Previsibilidade dos Choques	42

1 Introdução

A política monetária desempenha um papel fundamental na busca pela estabilidade econômica e no controle da inflação em uma economia. Ao longo das décadas, os bancos centrais têm utilizado instrumentos como a taxa de juros e operações de mercado aberto para esse fim. No entanto, a eficácia da política monetária pode variar conforme o ciclo econômico, destacando a questão da assimetria de seus efeitos. Nesse sentido, os objetivos desta pesquisa são: i) estimar funções de impulso-resposta por projeções locais para mensurar os efeitos dos choques de política monetária sobre variáveis macroeconômicas, tais como o produto e a inflação; e ii) verificar a existência de efeitos assimétricos nos choques de política monetária associados ao ciclo econômico (expansão e recessão) e à direção do choque (positivo e negativo).

Em períodos de recessão econômica, as expectativas de crescimento geralmente são pessimistas. Como consequência, as empresas reduzem seus investimentos e os consumidores diminuem o consumo, o que torna a economia mais suscetível a choques adversos. Dessa forma, a capacidade da política monetária de estimular a demanda agregada e impulsionar a atividade econômica pode ser limitada, devido a fatores como a rigidez de preços e salários, restrições de crédito mais severas e expectativas desfavoráveis (BALL; MANKIW, 1994; BERNANKE; GERTLER, 1995).

Por outro lado, em momentos de expansão econômica, as condições são mais favoráveis ao crescimento, com expectativas otimistas, aumento dos investimentos e maior consumo. Assim, a política monetária pode ter um impacto mais direto na atividade econômica, impulsionando o crescimento e controlando pressões inflacionárias.

A assimetria como consequência da instabilidade do canal de transmissão da política monetária pode ocorrer por dois motivos: mudança do ambiente econômico ou acelerador financeiro¹. No primeiro caso, a justificativa teórica está diretamente ligada às expectativas e as incertezas dos agentes econômicos bem como à preferência pela liquidez. Quanto ao acelerador financeiro, a ação da política monetária é amplificada pelo canal transmissor que altera a disponibilidade de crédito no mercado. A assimetria ocorrerá conforme maior ou menor for a restrição de crédito em uma das fases do ciclo. Os trabalhos de Gertler e Gilchrist (1994) e Bernanke, Gertler e Gilchrist (1999) relatam esse tipo de assimetria, identificando uma restrição de crédito mais severa para as pequenas empresas do que para empresas de maior porte em períodos de recessões.

Estudos empíricos recentes demonstram consistentemente a presença de efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto, associados à direção, tamanho e

¹ Bernanke e Gertler (1995) desenvolvem essa ideia e assumem que o canal de crédito é mecanismo de reforço, não um canal genuinamente independente.

ciclo econômico. Por exemplo, Cover (1992) identificou que variações positivas na oferta monetária não afetam a produção, ao passo que reduções na oferta de moeda impactam negativamente a atividade produtiva. Além disso, Garcia e Schaller (2002) investigaram a assimetria em relação ao estado da economia, concluindo que mudanças na taxa de juros têm efeitos significativos durante recessões, afetando empresas e indivíduos enfrentando dificuldades financeiras. Da mesma forma, Tenreyro e Thwaites (2016) observaram que os efeitos da política monetária são menos pronunciados durante períodos de baixa atividade econômica, sendo os choques contracionistas mais impactantes do que os expansionistas. No contexto brasileiro, Aragón e Portugal (2009) sugerem que medidas restritivas na política monetária durante o crescimento econômico podem ter um efeito mais forte do que medidas expansionistas, embora não tenha sido verificada assimetria associada a choques positivos e negativos durante recessões específicas. Adicionalmente, Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014) identificaram que choques positivos e negativos geram efeitos assimétricos sobre o produto e a inflação, evidenciando a complexidade e nuances desses fenômenos no contexto econômico brasileiro.

Nesse contexto, esta pesquisa busca contribuir com a literatura empírica sobre efeitos assimétricos dos choques de política monetária na economia brasileira em dois pontos. Primeiro, na abordagem de identificação dos choques de política monetária, a partir da identificação de choques com base nas previsões dos agentes econômicos. Segundo, quanto aos efeitos dos choques dependentes do estado e da direção do choque. Para mensurar os efeitos assimétricos, estima-se a série de choques de política monetária, aplicando o método de identificação proposto por Romer e Romer (2004). E, em seguida, a série de choques é utilizada no modelo de projeções locais de Jordà (2005) para estimar as funções de impulso resposta sobre as variáveis macroeconômicas brasileiras para o período de 2004 a 2019.

Os principais resultados indicam que um choque positivo na política monetária provoca uma queda na atividade econômica e na inflação. Ao analisar os efeitos dos choques condicionados ao ciclo econômico (expansão e recessão), observou-se que os impactos da política monetária são mais intensos durante períodos de expansão do que de recessão. Um aumento na taxa básica de juros resulta em uma contração da atividade econômica, diminuição da inflação, redução dos investimentos e do consumo das famílias. Quanto aos efeitos da política monetária condicionados à direção do choque, os resultados mostram que os choques contracionistas têm efeitos mais intensos do que os expansivos. Embora esses resultados sejam relevantes, eles não rejeitam a hipótese de simetria, ou seja, não se pode afirmar com certeza a existência de assimetria nos efeitos dos choques de política monetária tanto em relação ao ciclo econômico quanto à direção do choque.

Além desta introdução, o trabalho está organizado da seguinte forma. A seção 2 contém a revisão referente ao efeito não linear da política monetária sobre o produto e a inflação. A seção 3 descreve a metodologia utilizada na pesquisa. Na seção 4 são

apresentados os resultados obtidos. Em 5, são apresentadas as especificações alternativas para comparação com os resultados principais. Por fim, a seção de conclusão.

2 Literatura

O debate sobre a verificação dos efeitos assimétricos dos choques surge do interesse em analisar como esses efeitos se propagam de acordo com o estado em que a economia se encontra, bem como em relação ao sinal e à magnitude das perturbações.

Hamilton (1989) introduz o método de regimes Markovianos - *Markov-switching models* - com a intenção de capturar os efeitos dos choques em relação ao estado da economia. Para resolver algumas insuficiências encontradas nos modelos de vetores autorregressivos, Jordà (2005) propõe o modelo de projeção local que pode ser ajustado para identificação de efeitos não lineares. Uma outra alternativa para identificação dos efeitos assimétricos é a utilização de modelos vetores autorregressivos de transição suave (STVAR) de Auerbach e Gorodnichenko (2012).

Sobre efeitos não lineares associados à política monetária, as pesquisas de Cover (1992) e Morgan (1993) identificaram efeitos assimétricos da política monetária na economia norte-americana, com efeitos de choques contracionistas causando impactos significativos, enquanto choques expansionistas não tiveram efeitos tão significativos sobre o produto.

Weise (1999) aborda em seu estudo os efeitos da política monetária considerando a direção e o tamanho do choque e o ciclo econômico a partir de um modelo autorregressivo de transição suave (STVAR). O autor não encontrou evidências de assimetria quando os choques são pequenos, independente do regime, mas em relação a grandes, choques uma política monetária contracionista tem efeito maior do que a expansionista. No estudo sobre existência de assimetria em relação ao ciclo econômico, Garcia e Schaller (2002) constataram que políticas monetárias tiveram maior efeito em períodos de recessão econômica, os resultados foram obtidos a partir de um modelo *Markov-switching*.

Tenreiro e Thwaites (2016) analisam os efeitos assimétricos em relação ao ciclo econômico e sinal dos choques, os resultados sugerem que os efeitos da política monetária são menos fortes durante regimes de baixa atividade econômica. Os autores também identificaram que choques de política contracionistas são mais impactantes do que choques expansionistas, embora choques contracionistas não sejam mais frequentes em períodos de crescimento econômico.

Em Stenner (2022) os resultados mostraram que os choques durante períodos de expansão têm efeitos significativamente maiores do que os choques durante recessões. Quanto à direção, as evidências mostraram que choques expansionistas têm efeitos mais fortes do que choques contracionistas e que grandes choques têm impactos proporcionalmente mais fracos na produção do que choques pequenos.

Para a economia brasileira, Aragón e Portugal (2009), utilizando um modelo Markov-switching, investigam se choques de política monetária produzem efeitos assimétricos. Os

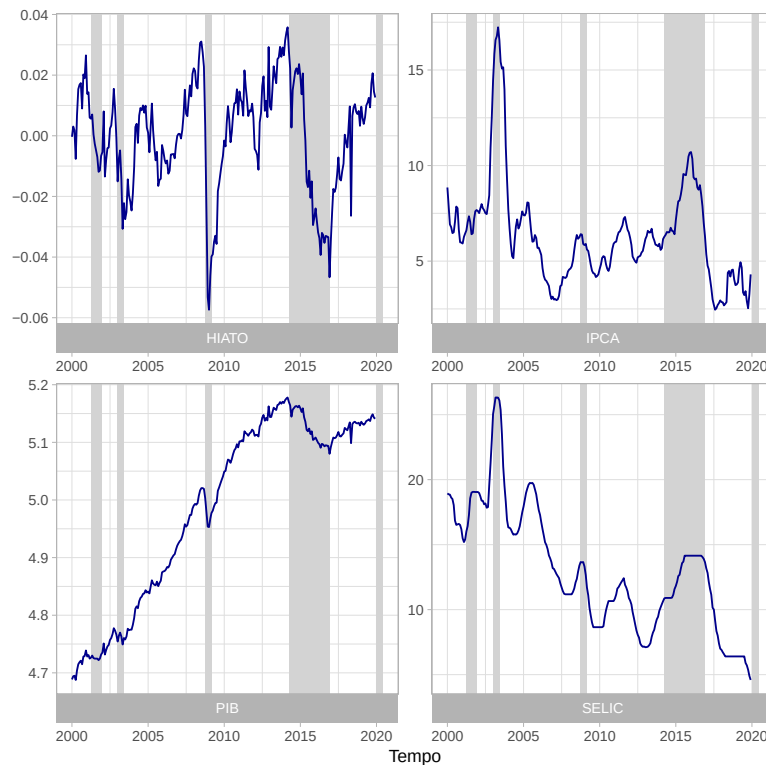
resultados indicaram que houve assimetria em relação ao período de expansão, sendo os efeitos dos choques negativos maiores do que os positivos. Em relação ao período de recessão, os efeitos positivos e negativos foram idênticos. Por fim, não foi confirmado evidências da presença de assimetria ligada a política monetária contracíclica e aos efeitos dos choques dependerem do ciclo econômico em vigor.

Em outra análise para identificação de efeitos assimétricos sobre o produto e a inflação da economia brasileira, Cerqueira, Ribeiro e Martinez (2014) identificaram, através de um modelo vetorial não linear de transição suave, efeitos assimétricos sobre o crescimento do produto e da inflação em relação aos choques de política monetária tanto expansionista quanto contracionista. Com relação aos ciclos econômicos, os autores destacam que em períodos de baixo crescimento e taxa de inflação um choque contracionista tem impacto maior. Quando a economia se encontra em um período de alto crescimento e alta inflação, os choques expansionistas são predominantes. Somado a esses resultados, as evidências mostraram que não há efeitos significativos de choques contracíclicos, resultante da rigidez do crescimento do produto e rigidez da inflação.

Gogas, Pragidis e Tabak (2018) analisam a assimetria dos efeitos da política monetária nos Estados Unidos e no Brasil. Os choques são identificados por uma função de reação conforme uma regra de Taylor (Federal Reserve - FED para os EUA e Banco Central do Brasil - BCB) em relação à política monetária. Logo em seguida, os autores testam modelos lineares e não lineares prospectivos (*forward-looking*) da equação de Taylor e concluem que um modelo prospectivo de transição suave autoregressivo logístico (LSTAR) descreve mais adequadamente a taxa de juros da FED dos EUA, enquanto uma regra de Taylor linear com a inclusão de uma variável *dummy* descreve melhor a função de reação do Banco Central do Brasil. Os resultados indicaram que há assimetrias nas respostas da política monetária tanto em relação aos choques antecipados quanto não antecipados, bem como nas respostas a choques positivos e negativos. Isso sugere que os efeitos da política monetária variam dependendo do grau de antecipação e direção dos choques.

Na economia brasileira, ao observar as principais variáveis macroeconômicas afetadas pela condução da política monetária brasileira é possível notar que as séries, ao menos visualmente, apresentam trajetórias correlacionadas. Além disso, quando incorporamos a condição relacionada ao estado econômico, torna-se evidente a existência de padrões decorrentes de um ciclo definido.

Figura 1 – Monitor do PIB, Hiato, Inflação e taxa Selic (01/2000-06/2020)



Fonte: BCB; FGV.

Nota: Monitor do PIB com ajuste sazonal e em escala logarítmica. O hiato foi calculado utilizando o filtro HP com $\lambda = 129600$, como sugere Ravn e Uhlig (2002) para dados mensais. A inflação e a Selic são taxas mensais anualizadas. As áreas sombreadas representam os períodos de recessão definidos Codace, relatório divulgado em 02/02/2023.

Na Figura 1, há quatro momentos bem definidos como períodos de recessão, sendo o intervalo entre 2014 e 2016 o período de maior duração de uma recessão na economia brasileira. Ainda, pode-se observar que os períodos de recessão são predominantemente marcados por picos de inflação e também da taxa de juros, estas séries apresentam trajetórias semelhantes. A atividade econômica é marcada por uma tendência negativa nos momentos de recessão, o que pode ser visualizado nas variáveis referente ao produto interno bruto e, consequentemente, no hiato do produto.

Em suma, verifica-se que as descobertas dos estudos anteriores destacam a importância da análise dos efeitos não lineares da política monetária. Esses resultados têm implicações importantes para a formulação e condução da política monetária na economia, destacando a necessidade de considerar os diferentes contextos econômicos ao tomar decisões sobre taxas de juros e outras medidas de política monetária.

3 Metodologia

Esta seção trata da metodologia utilizada e está dividida em cinco partes. A primeira subseção aborda o método de identificação dos choques de política monetária. Na segunda, é apresentado o modelo econométrico utilizado para estimação das funções de impulso resposta. Em seguida, são descritos os modelos empíricos a serem estimados para mensurar os efeitos causados pelos choques de política monetária. A quarta, trata da inferência estatística para verificar a diferença entre os parâmetros dependentes de estado. A última subseção apresenta os dados utilizados na pesquisa.

3.1 Identificação de choques

O problema de identificação dos choques está em definir a relação causal contemporânea e diferenciar os choques primitivos daqueles resultantes de respostas às políticas monetárias ou fiscais. Um choque primitivo pode ser definido como um distúrbio exógeno, não autocorrelacionado e não associado às variáveis endógenas do modelo e que, consequentemente, representa uma movimentação inesperada nas variáveis de interesse.

A abordagem de Romer e Romer (2004) para identificação de choques puros visa eliminar os movimentos antecipatórios da autoridade monetária incluindo na estimação da função de reação Banco Central as informações sobre o estado futuro das principais variáveis macroeconômicas, que são representadas pelas previsões e revisões dos agentes econômicos sobre o produto, a inflação e taxa de desemprego. A equação proposta tem a seguinte estrutura:

$$\begin{aligned} \Delta f f_m = & \alpha + \beta f f b_m + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \widetilde{\Delta y}_{mi} \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\widetilde{\Delta y}_{mi} - \widetilde{\Delta y}_{m-1,i}) + \\ & \sum_{i=-1}^2 \varphi \widetilde{\pi}_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta (\widetilde{\pi}_{mi} - \widetilde{\pi}_{m-1,i}) + \rho \widetilde{u}_{m0} + \varepsilon_m \end{aligned} \quad (3.1)$$

Onde, a intenção de mudança na taxa de juros ($\Delta f f_m$) vai depender de uma constante (α), da tendência da taxa de juros ($\beta f f b_m$), da previsão e revisão da previsão do produto, da inflação e da previsão atual para a taxa de desemprego ($\rho \widetilde{u}_{m0}$). Por fim, o resíduo (ε_m) da equação (3.1) será a variável que representará o choque de política monetária.

No contexto da economia brasileira, Costa (2017) propõe uma medida suavizada das previsões e revisões para o produto e inflação, sugerindo que as essas variáveis sejam definidas da seguinte forma:

$$previsao_{j+1}(mes_i ano_j) = \frac{12 - mes}{12} * previsao(ano_j) + \frac{mes}{12} * previsao(ano_{j+1}) \quad (3.2)$$

Sendo assim, as séries de previsões das variáveis macroeconômicas são suavizadas em relação as previsões realizadas para o ano corrente e futuro. Os dados utilizados pelo autor correspondem as previsões públicas e privadas para inflação e produto disponíveis nas atas do Comitê de Política Monetária (Copom) e no Relatório FOCUS, todas coletadas no sítio de Banco Central do Brasil. Os valores obtidos em (3.2) são aplicados na equação de intenção da mudança da taxa de juros para a obtenção dos choques de política monetária.

3.2 Projeção Local

O modelo de vetores autorregressivos (VAR) proposto por Sims (1980) são amplamente aplicados na pesquisa empírica para realizar inferências causais, estimar os multiplicadores e analisar a dinâmica dos principais agregados econômicos. De acordo Stock e Watson (1998) a partir do VAR é possível estimar as funções de impulso resposta que serão ótimas e robustas para erros de especificação quando observados as primeiras previsões. Porém, a dinâmica imposta ao sistema, o problema da dimensionalidade e a dificuldade para acomodar efeitos não lineares são as principais desvantagens desse modelo.

Jordà (2005) propõe o modelo de projeção local como método alternativo para estimar as funções de impulso resposta no qual os parâmetros são estimados para cada ponto de interesse. As principais vantagens desse método são: i) os parâmetros podem ser estimados por mínimos quadrados ordinários, ii) a inferência conjunta ou pontual é realizada sem muita dificuldade e iii) é possível capturar os efeitos não lineares.

Em uma análise comparativa entre modelos VARs e projeções locais para diferentes especificações Brugnolini (2018) mostra que, quando as defasagens estiverem bem especificadas, as projeções locais apresentaram desempenho tão bom ou superior aos modelos vetoriais. Plagborg-Møller e Wolf (2021) provam que a inferência de projeção local é robusta para dados altamente persistentes e para estimativas de impulso resposta de longo prazo.

Ainda, Barnichon e Brownlees (2019) utilizam uma função de base linear B-splines para reduzir o problema da variabilidade excessiva do estimador da função impulso resposta de projeção local propondo um método ajustado de estimação resultando em um modelo de projeção local com suavização (SLP).

A estimação utilizando o método de projeção local é realizada por regressões de mínimos quadrados ordinários (MQO) que são reestimadas para cada horizonte de previsão, expressa por:

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_{t-1} + \dots + B_p^h y_{t-p} + u_{t+h}^h \quad (3.3)$$

$$h = 0, 1, 2, \dots, H - 1$$

Sendo: α^h é um vetor de constantes, B_p^h é uma matriz de coeficientes para cada defasagem p e horizonte h interpreta-se como a resposta em y_{t+h} a um choque de forma reduzida em t ; u_{t+h}^h são médias móveis dos erros de previsão não correlacionados com os regressores. Uma observação sobre u_{t+h}^h é que eles são autocorrelacionados, por isso Jordà (2005) sugere utilizar correções de New-West nos erros padrão.

O conjunto de regressões obtido em (3.3) é o que Jordà denomina de projeção local (LPs). A matriz com inclinação B_1^h representa a resposta de y_{t+h} a um choque ocorrido em t , sendo as respostas ao impulso estimadas por:

$$\widehat{IR}(t, h, d_i) = \widehat{B}_1^h \cdot d_i \quad (3.4)$$

$$h = 0, 1, 2, \dots, H - 1$$

em que: d_i é a matriz de choque estrutural que pode ser identificado por um modelo linear (VAR).

É importante destacar que o problema da identificação do choque permanece na abordagem de projeção linear, mas a vantagem desse método é a flexibilidade para situações em que um choque é identificado fora do modelo, conforme aplicado por Ramey e Zubairy (2018) em que um choque de notícias militares é construído pelas autoras para analisar se os multiplicadores de gastos do governo norte americano são maiores durante períodos de desaquecimento econômico ou quando as taxas de juros estão próximas de zero.

Após a identificação dos choques, a função de impulso resposta pode ser diretamente estimada por MQO, da seguinte forma:

$$y_{t+h} = \alpha^h + \beta_h \hat{\varepsilon}_t + \phi x_{t-p} + u_t^h \quad (3.5)$$

$$h = 0, 1, 2, \dots, H - 1$$

Onde, α^h é a constante da regressão, x_t é um vetor que contém as variáveis de controle com p defasagens, ε representa o choque identificado fora do modelo e o β_h representa a resposta de y no tempo $t + h$ ao choque identificado ocorrido em t . A função de impulso resposta será o conjunto de todos os β_h estimados.

Uma das principais vantagens dos modelos de projeção local (LPs) é sua capacidade de serem facilmente adaptados para estruturas não-lineares. Uma abordagem comum para segmentar os dados em diferentes regimes é através do uso de uma variável binária (*dummy*). No entanto, essa abordagem pode resultar na redução dos graus de liberdade na

estimação. Para contornar essa limitação, Auerbach e Gorodnichenko (2012) propuseram uma solução que utiliza a função logística para calcular as probabilidades de estado que permite aproveitar todas as observações disponíveis durante as estimativas dada por:

$$\begin{aligned} F(z_t) &= \frac{(\exp^{-\gamma z_t})}{1 + (\exp^{-\gamma z_t})} \\ \text{var}(z_t) &= 1 \quad E(z_t) = 0 \end{aligned} \tag{3.6}$$

Sendo, z_t a variável de estado e γ o parâmetro de intensidade de transição de um regime para outro. Os autores sugerem aplicar uma padronização das componentes cíclicas pelo método de Hodrick e Prescott (1997) para obter a variável z_t .

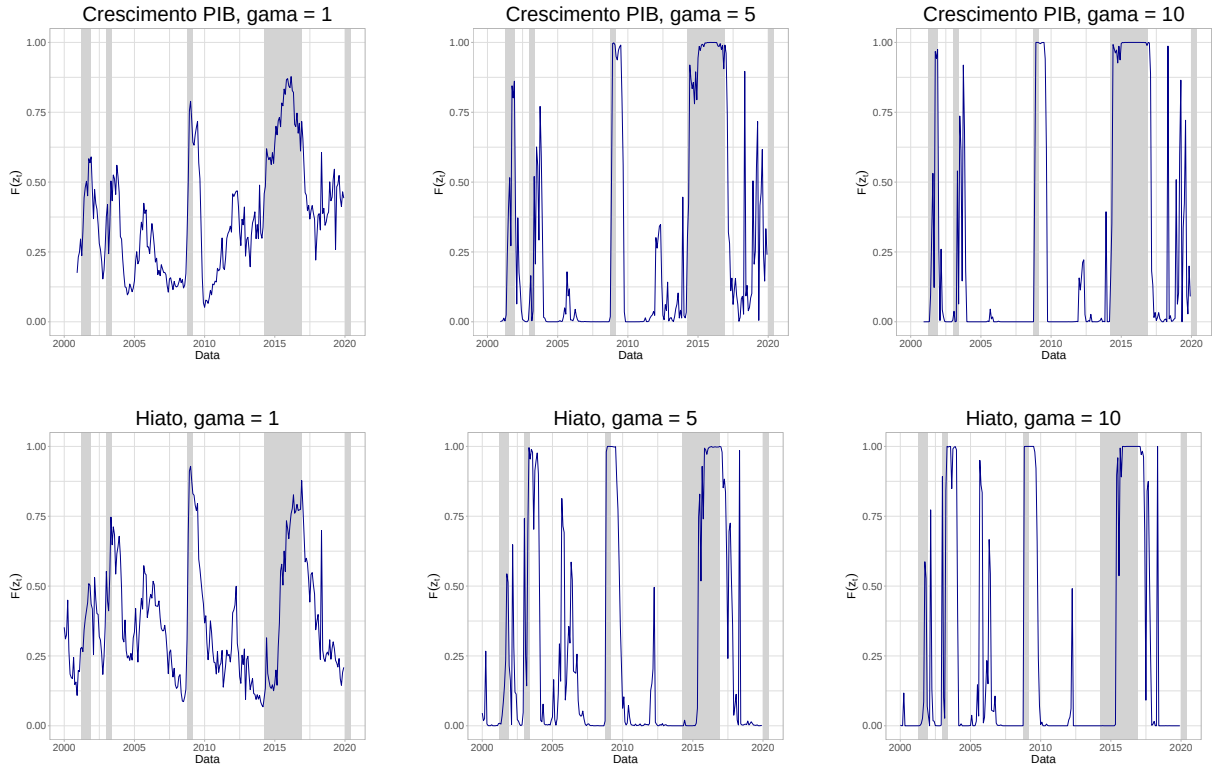
A definição base de regimes nessa pesquisa é determinada pelo relatório do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace-FGV) no qual identifica e define os ciclos de negócios ocorridos na economia brasileira. A classificação é expressa por uma variável *dummy* em que um (1) corresponde ao estado de recessão e zero (0) ao de expansão.

As variáveis de estado alternativas podem derivar das séries relacionadas a atividade produtiva, como a taxa de crescimento do produto interno bruto, a taxa desemprego ou do hiato do produto. Ao utilizar a taxa de crescimento do produto ou hiato do produto como referência para determinação de ciclos econômicos, aplica-se a equação 3.6 para estimar as probabilidades de estado.

Na Figura 2 os resultados obtidos ao utilizar a função logística mostram os valores de $F(z_t)$ oscilando sempre entre 0 e 1, que pode ser interpretado como a probabilidade de regime no período observado, e o parâmetro γ que determina a velocidade de mudança do regime.

Ao assumir a taxa de crescimento do produto ou hiato como variável de estado alternativa os valores de γ próximos de 1 tendem a ter maior oscilação na transição entre os regimes e identificam ciclos de recessão numa frequência maior do que o datado pelo Codace. Por outro lado, quando γ aumenta a função de transição se aproxima de uma abordagem discreta, ficando mais tempo próximo dos limites (0,1), aproximando-se um pouco mais dos regimes definidos pelo Codace, representados pelas áreas sombreadas.

Figura 2 – Codace, Taxa Crescimento do PIB e Hiato do Produto (jan/2001-dez/2019)



Na Figura 2, as séries representam as variáveis de estado alternativas. A primeira linha do gráfico corresponde à taxa de crescimento do produto, na qual foi aplicado o método de médias móveis considerando os valores de crescimento do PIB nos últimos seis meses. Isso permite suavizar as flutuações e obter uma visão mais estável da tendência do crescimento econômico ao longo do tempo. A segunda linha representa o hiato do produto, sendo o PIB potencial calculado através do Filtro Hodrick-Prescott com o parâmetro λ ajustado para 129600. Ambas as séries são mensais e abrangem o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2019.

3.3 Modelos Empíricos

Para mensurar os efeitos dos choques, a especificação do modelo econométrico é semelhante ao modelo de projeção local de transição suave (STLPM) utilizado em estudos anteriores, como Auerbach e Gorodnichenko (2011) e Ramey e Zubairy (2014), para analisar a política fiscal, e que segue a seguinte estrutura:

$$y_{t+h} = \tau t + F(z_t)(\alpha_h^r + \beta_h^r \varepsilon_t + \gamma_h^r(L)x_t) + (1 - F(z_t))(\alpha_h^e + \beta_h^e \varepsilon_t + \gamma_h^e(L)x_t) + u_t \quad (3.7)$$

Onde τ representa uma tendência linear, $F(z_t)$ corresponde a uma função de transição suavizada que define o regime econômico, sendo $r = recessão$ e $e = expansão$. O α_h^i é a constante da regressão de cada estado, β_h^i é o coeficiente de resposta ao choque identificado

no período t associado ao regime i . Por fim, γ_h^i são os coeficientes das variáveis de controle do modelo, estas contêm uma defasagem de cada variável dependente e da taxa de juros.

As funções impulso resposta para cada regime serão estimadas a partir dos coeficientes de cada regime, da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\widehat{IR}^i(t, h, d_i) &= \widehat{B}_h^i \cdot d_i \\ h &= 0, 1, 2, \dots, H - 1\end{aligned}\tag{3.8}$$

Em (3.8), $\widehat{IR}^i$ corresponde a resposta ao impulso de acordo com o regime de estado.

Em relação aos efeitos assimétrico resultantes do sinal do choque, segue-se a especificação de Tenreyro e Thwaites (2016):

$$y_{t+h} = \tau t + \alpha_h + \beta_h^+ \max[0, \varepsilon_t] + \beta_h^- \min[0, \varepsilon_t] + \gamma_h(L)x_t + u_{t+h}\tag{3.9}$$

Pela equação (3.9) obtemos os efeitos dos choques positivos e negativos sobre y . Para $h \in \{0, H\}$, β_h^+ tem-se a resposta de y_{t+h} após um choque positivo ocorrido em t ; já β_h^- corresponde aos efeitos dos choques negativos.

3.4 Inferência

Seguindo a abordagem de Tenreyro e Thwaites (2016), a técnica de bootstrap será aplicada para testar a hipótese nula de que não há diferença entre os coeficientes dependentes de estado ($\beta_h^e - \beta_h^r = 0$). Para a realização do bootstrap, foram criadas 1.000 amostras com reposição, cada uma com tamanho T . A fim de considerar a dependência temporal entre as observações, as amostras são construídas agregando blocos adjacentes de observações de comprimento horizonte de previsão do modelo (H). Esse procedimento permite que a análise leve em consideração a estrutura sequencial dos dados, o que pode ser útil para análises estatísticas que envolvam séries temporais ou quando houver preocupações com autocorrelação ou padrões temporais nos dados. Em seguida, calcula-se a porcentagem de casos em que a hipótese nula não é mantida e a estatística de teste correspondente.

3.5 Dados

As séries de choques serão obtidas após a estimação em que a variação da taxa de juros é determinada pelas previsões e revisões dos privados, utilizando-se as séries disponibilizadas pelo estudo de Costa (2017). As previsões dos agentes privados foram retiradas do relatório Focus para o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2019, no qual contém as projeções para o crescimento de produto e taxa inflação realizadas para o final do ano corrente e o ano seguinte.

Para mensurar os efeitos da política monetária trabalhamos com os índices dessazonalizados das variáveis relacionadas a atividade produtiva. A inflação é medida pelo Índice de Preços ao Consumidor-Amplo (IPCA) acumulada 12 meses. E a taxa de juros Selic que representa o instrumento de política monetária (BCB).

O regime de estado é representado por uma variável *dummy* referente as informações disponibilizadas pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (Codace), responsável por identificar e datar os ciclos econômicos no Brasil. Como variáveis de estado alternativas utilizamos o hiato e a taxa de crescimento do produto.

Tabela 1 – Especificações das variáveis e fontes

Variável	Unidade	Definição	Fonte
Monitor do pib	índice	Log Nível	FGV
IPCA	% a. a.	Log Nível	IBGE
Selic	% a.a.	Nível	BCB
Formação Bruta de Capital Fixo	índice	Log Nível	IPEA
PIB consumo famílias	índice	Log Nível	IBGE
Dívida bruta do governo geral	(% PIB)	Log Nível	BCB
Codace - FGV		0 ; 1	FGV
Hiato - filtro HP		filtro HP	FGV
Taxa Crescimento do PIB		Diferença do log	FGV
Previsão IPCA - Boletim Focus	%	Nível	Costa (2017)
Previsão PIB - Boletim Focus	%	Nível	Costa (2017)

O período da amostra inicia em janeiro de 2004 e termina em dezembro de 2019. Além disso, todas as variáveis foram agregadas para o período trimestral. A tabela 1 descreve as variáveis utilizadas nesta pesquisa.

4 Resultados

4.1 Identificação dos Choques

Os choques foram estimados seguindo a abordagem Romer e Romer (2004), adaptado aos dados disponíveis no Brasil como sugerido por Costa (2017). Sendo assim, tem-se que a variação da taxa de juros é determinada pelas previsões e revisões das previsões para a inflação (π) e para o crescimento do produto (pib) realizado pelos agentes privados.

A Tabela 2 mostra a estimação de dois modelos, a primeira com previsões e revisões dos agentes privados e a taxa selic com duas defasagens para corrigir o problema da autocorrelação serial. Na segunda especificação, adiciona-se uma variável *dummy* para indicar o ciclo econômico, onde o valor 1 representa o estado de recessão econômica.

Tabela 2 – Equação choques R&R

	<i>Variável dependente:</i>	
	$\Delta selic$	
	(1)	(2)
<i>Constante</i>	−0.316** (0.159)	−0.320** (0.158)
<i>selic_{t−1}</i>	0.706*** (0.060)	0.728*** (0.061)
<i>selic_{t−2}</i>	−0.719*** (0.059)	−0.740*** (0.060)
π_{t+1}	0.111*** (0.032)	0.121*** (0.032)
<i>pib_{t+1}</i>	0.093*** (0.034)	0.066* (0.037)
<i>pib_{t+2}</i>	−0.116** (0.053)	−0.102* (0.053)
$\Delta\pi_{t+1}$	0.295*** (0.099)	0.295*** (0.099)
Δpib_{t+1}	0.132** (0.054)	0.129** (0.053)
D_t		−0.125* (0.071)
Observações	134	134
R ²	0.822	0.827
R ² Ajustado	0.813	0.816

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

As regressões apresentam coeficientes significativos. Considerando o período de recessão, a redução na taxa de juros é, em média, maior se comparado com o período de expansão. A variação na taxa de juros é positivamente relacionada as previsões e revisões para inflação e produto em $t + 1$. Quanto ao ajustamento dos modelos, verifica-se que as previsões, revisões e a própria taxa de juros defasada explicam cerca 82% a mudança na taxa de juros, como mostra a estatística R^2 nas duas regressões.

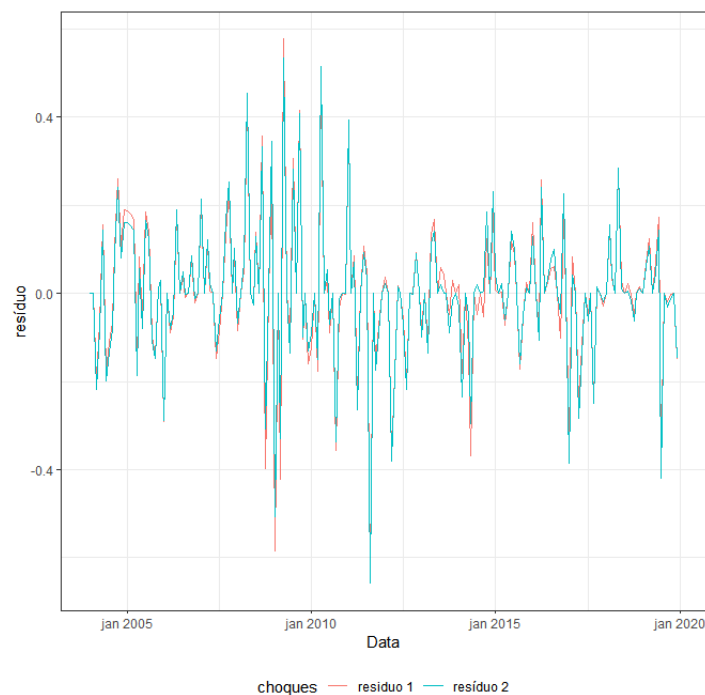
Ao aplicar o teste Breusch-Godfrey para investigar a presença de correlação serial nos resíduos, as estatísticas do teste indicaram que não há evidências suficientes para rejeitar a hipótese nula de que não há autocorrelação nos resíduos (Tabela 3).

Tabela 3 – Teste de Breusch-Godfrey para Autocorrelação dos Resíduos

Modelo	LM Test	DF	P-Valor
Eq. (1)	6.84	6	0.34
Eq. (2)	5.44	6	0.49
Eq. (1)	14.14	12	0.29
Eq. (2)	10.79	12	0.55

Os resíduos das duas equações estimadas serão nossas séries de choques. Nos meses sem reunião do Comitê de Política Monetária os choques serão iguais a zero, conforme sugerem Romer e Romer (2004). A Figura 3 mostra as duas séries de choques utilizadas para analisar os efeitos da política monetária.

Figura 3 – Série dos resíduos da equação R&R



Fonte: BCB.

Nota: Os dados utilizados para as previsões correspondem ao período janeiro/2004 até dezembro/2019, coletado no Boletim focus datado do último dia útil anterior a cada reunião do COPOM.

Ainda sobre a identificação de choques exógenos, uma questão importante levantada na pesquisa de Miranda-Agrippino e Ricco (2021) destaca que os métodos comuns de identificação de choques de política monetária que não levam em conta a rigidez informacional acabam capturando tanto choques exógenos quanto choques de informação, estes como sendo um reflexo de anúncios ou informações passadas.

Dessa forma, se os choques identificados forem afetados por efeitos de informação eles serão autocorrelacionados e previsíveis com base em informações passadas. Logo, para verificar a ocorrência de previsibilidade dos choques a partir de movimentos dos dados *ex post*, foram realizadas regressões¹ sobre o resíduo em relação às principais variáveis macroeconômicas defasadas - produto interno bruto, inflação e taxa Selic. A Tabela 4 exhibe os resultados do teste de significância geral do modelo de regressão (estatística F).

Tabela 4 – Previsibilidade dos choques de política monetária

Variável Dependente: Resíduo 1		
Variável	F-Estatística	P-Valor
PIB	1.13	0.3419
IPCA	1.52	0.1994
SELIC	1.03	0.3922

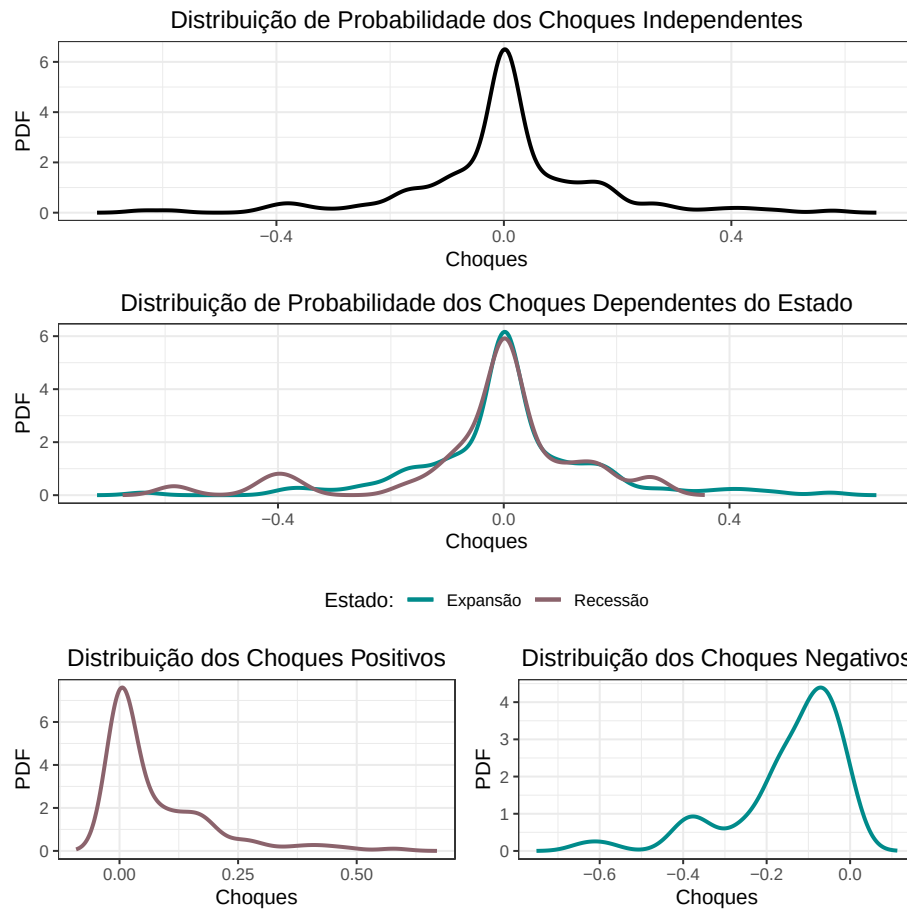
Variável Dependente: Resíduo 2		
Variável	F-Estatística	P-Valor
PIB	0.87	0.4864
IPCA	1.79	0.132
SELIC	1.05	0.3829

A estatística de teste e o p-valor apresentados para a hipótese nula de que não há nenhuma relação linear entre as variáveis independentes e a variável dependente é verdadeira. Nesse caso, pode-se concluir que as variáveis passadas não são capazes explicar adequadamente a variabilidade dos choques ou que as variáveis incluídas no modelo podem não estar relacionadas de forma significativa com a variável dependente.

A Figura 4 mostra as funções de distribuição de probabilidades do resíduo extraído da equação 1, especificada na Tabela 2 para o período de jan/2004 a dez/2019.

¹ Os modelos estimados podem visualizados na Tabela 12 e na Tabela 13 do Apêndice A.

Figura 4 – Distribuição dos Choques



Ao observar o gráfico de distribuição dos choques é possível visualizar que os resíduos, em geral, apresentam uma distribuição próxima da normal mesmo quando condicionado ao estado da economia. Em relação à distribuição dependente do sinal, tem-se que choques positivos estão mais concentrados em torno da média (0,01), já os choques com sinais negativos apresentam maior dispersão se comparado aos positivos.

4.2 Efeitos dos Choques de Política Monetária

4.2.1 Assimetria em relação ao estado da economia

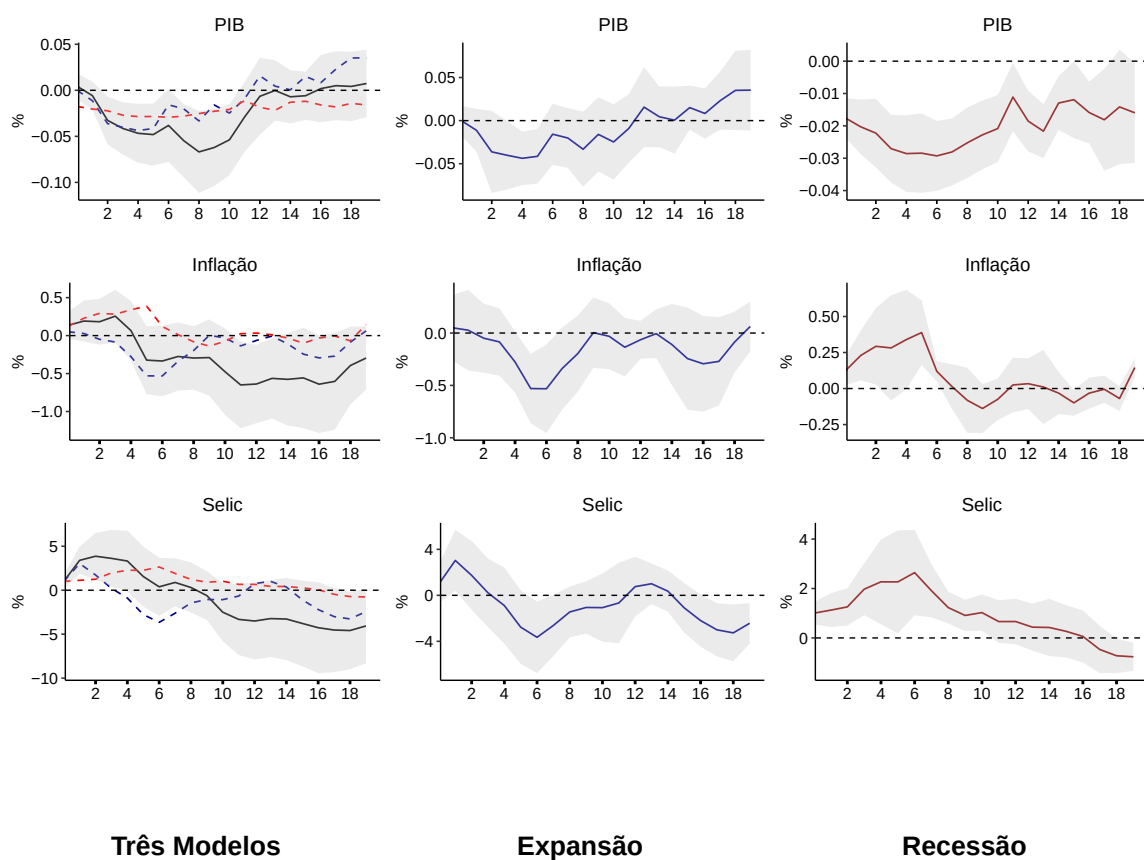
Os efeitos sobre o produto causados pelos choques identificados são analisados através das funções impulso-resposta (IRFs) estimadas pelo método de Projeção Local, conforme a equação (3.7). Nessa especificação, os controles são definidos com uma defasagem do produto, da inflação e do instrumento de política monetária (Selic) para estimação das funções resposta ao impulso.

Ainda, os coeficientes foram redimensionados de maneira que o choque identificado gere um aumento de 1 ponto percentual na taxa de juros inicial e em todos os regimes,

conforme sugerido por Tenreiro e Thwaites (2016). Isso é importante porque permite comparar os efeitos de diferentes choques em diferentes regimes em uma escala comum.

A Figura 5 exibe as IRFs das variáveis principais - produto, inflação e taxa de juros Selic - em resposta ao choque exógeno. A primeira coluna mostra a estimativa das IRFs para os três modelos, linear e dependentes de estado. As duas colunas seguintes correspondem, respectivamente, às estimativas das respostas em período de expansão e recessão com intervalo de confiança de 95% em torno da média.

Figura 5 – Resposta ao Impulso do PIB e da Inflação ao Choque de Política Monetária



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, a inflação medida pelo índice de preços ao consumidor amplo. Por fim, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

A estimativa central da resposta do produto no modelo linear segue o esperado pela literatura teórica e empírica, a qual pressupõe que um aumento da taxa de juros resulta em uma desaceleração da atividade econômica, alcançando uma redução de 0,07% no nono trimestre. Em seguida, inicia-se uma recuperação da atividade econômica. Em

relação a inflação, só é observado uma redução por volta do quarto trimestre. Quanto ao instrumento de política monetária, um choque inicial de 1 ponto percentual na taxa de juros é seguido de aumentos até aproximadamente o nono trimestre e depois a taxa de juros tende a uma redução.

Por outro lado, o comportamento das IRFs dependentes de estado apresentam resultados bem distintos. No regime de expansão um choque inicial reduz o produto mais rapidamente chegando ao mínimo de 0,04% no quinto trimestre, em seguida há uma mudança na trajetória da variável. A inflação responde negativamente ao choque, atingindo seu mínimo de 0,53% no sétimo trimestre. Em relação a taxa de juros, o choque positivo inicial provoca aumentos sucessivos e só muda de sinal do quarto trimestre.

As IRFs do regime de recessão se comportam da seguinte forma: a) a atividade econômica já é negativa e se reduz ainda mais com o choque de política monetária, essa redução ocorre de forma mais gradual se comparado ao modelo de expansão e atinge o valor mínimo em 0,03% no sétimo período; b) os preços aumentam persistentemente, esse comportamento só muda entre o quinto e sexto trimestre; e c) a taxa de juros segue aumentando até aproximadamente o sétimo período, atingindo ponto máximo em 2,64% de aumento na Selic.

as estimativas centrais das IRFs apresentem resultados relevantes, a Tabela 5 mostra que os *p-Valores* obtidos para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$ não permitem rejeitar essa hipótese. Isso aponta para uma simetria nos efeitos dos choques de política monetária em momentos de expansão e recessão econômica.

Tabela 5 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado

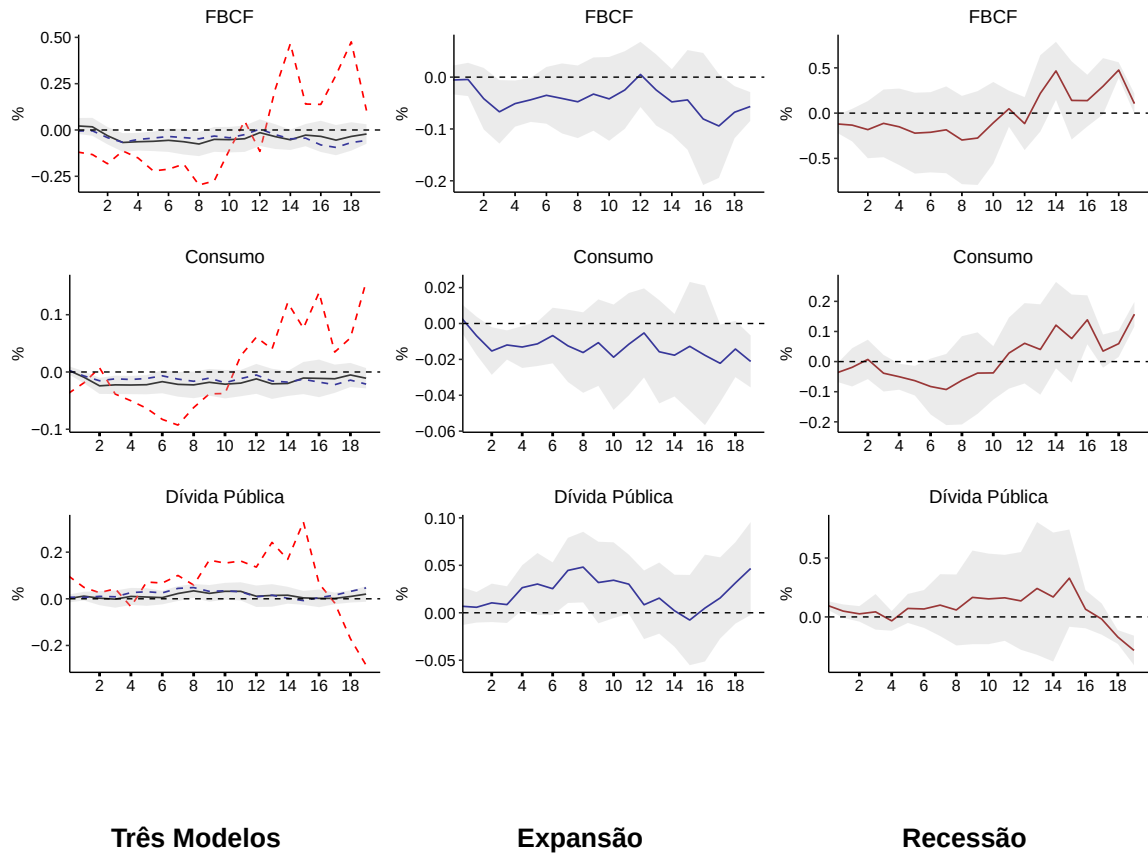
Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	<i>p-Valor</i> para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
PIB	4	-0,040	-0,027	0,438
	8	-0,020	-0,028	0,442
	12	-0,009	-0,011	0,468
	16	0,015	-0,012	0,528
	20	0,035	-0,016	0,576
IPCA	4	-0,085	0,282	0,381
	8	-0,339	0,014	0,461
	12	-0,136	0,025	0,428
	16	-0,244	-0,099	0,495
	20	0,063	0,146	0,529

A Tabela 5 mostra os coeficientes das IRFs referentes até vinte trimestres após o choque inicial de política monetária para os dois regimes. Os pontos destacados anteriormente pela análise gráfica são confirmados e é possível acrescentar que os efeitos

acumulados da política monetária apresentam maior impacto na inflação nos períodos de expansão. No entanto, com base nos resultados do teste bootstrap (p-valor), não há evidência estatisticamente significativa para rejeitar a hipótese nula de que não existe diferença entre os coeficientes dependentes do estado.

No regime de recessão, o choque de política monetária gera aumentos sucessivos na inflação e retarda a recuperação da atividade produtiva. O aumento da inflação após um choque de política monetária, *price puzzle*, pode ser explicada pelo canal de custos da transmissão monetária, em que um aumento na taxa de juros pode aumentar os custos de empréstimos tanto para empresas quanto consumidores, conforme Barth e Ramey (2001). Na recessão, as empresas podem responder ao aumento dos custos de empréstimos aumentando os preços para manter suas margens de lucro, mesmo que a demanda esteja enfraquecida.

Figura 6 – Resposta ao Impulso da FBCF, do PIB Consumo das famílias e da Dívida Pública ao Choque de Política Monetária



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível da formação bruta de capital fixo. A segunda, ao log-nível do PIB pela ótica do consumo das famílias. A última, o log-nível da dívida pública. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

A Figura 6 mostra as IRFs do investimento, consumo e dívida pública após o choque de política monetária. A especificação do modelo corresponde aos valores defasados das três variáveis citadas anteriormente juntamente com a taxa de juros Selic e o choque identificado fora do modelo. A estimativa média indica que o choque na taxa de juros tem um efeito negativo sobre a FBCF e o consumo das famílias, tanto na expansão quanto na recessão. Enquanto a dívida pública aumenta no regime de expansão. Esses resultados, no entanto, não apresentaram significância estatística que confirme a presença de assimetria associada aos diferentes regimes.

Tabela 6 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado

Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	p -Valor para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
FBCF	4	-0,0670	-0,1131	0,5200
	8	-0,0411	-0,1843	0,5770
	12	-0,0248	0,0481	0,5810
	16	-0,0439	0,1402	0,5240
	20	-0,0567	0,1050	0,4940
CONSUMO	4	-0,0120	-0,0386	0,4650
	8	-0,0124	-0,0927	0,5400
	12	-0,0116	0,0282	0,5410
	16	-0,0127	0,0765	0,5600
	20	-0,0211	0,1573	0,5570
GOV	4	0,0086	0,0429	0,3380
	8	0,0446	0,1001	0,5240
	12	0,0302	0,1620	0,4520
	16	-0,0077	0,3290	0,4780
	20	0,0467	-0,2846	0,5600

Os resultados apresentados na Tabela 6 mostram que o choque inicial tem impacto negativo sobre a formação bruta de capital fixo e segue até vinte trimestres após no regime de expansão. Em recessão, o mesmo impacto tem efeito negativo nos dois trimestres iniciais.

O choque inicial positivo resulta em uma resposta negativa sobre o consumo das famílias. A estimativa média dos coeficientes mostra que o choque na taxa de juros tem um efeito negativo sobre a atividade econômica, o efeito aparenta ser maior na expansão do que na recessão, gerando uma redução no investimento e consumo das famílias. No entanto, os coeficientes não apresentaram significância estatística para confirmar a presença de assimetria em resposta ao choque exógeno, o que confirmado pelo teste bootstrap em que não se pode confirma que os coeficientes são diferentes conforme o ciclo econômico.

4.2.2 Assimetria em relação ao sinal do choque

A segunda abordagem de análise trata da assimetria em relação à direção dos choques, ou seja, do comportamento das variáveis respostas dependentes de choques positivos e negativos.

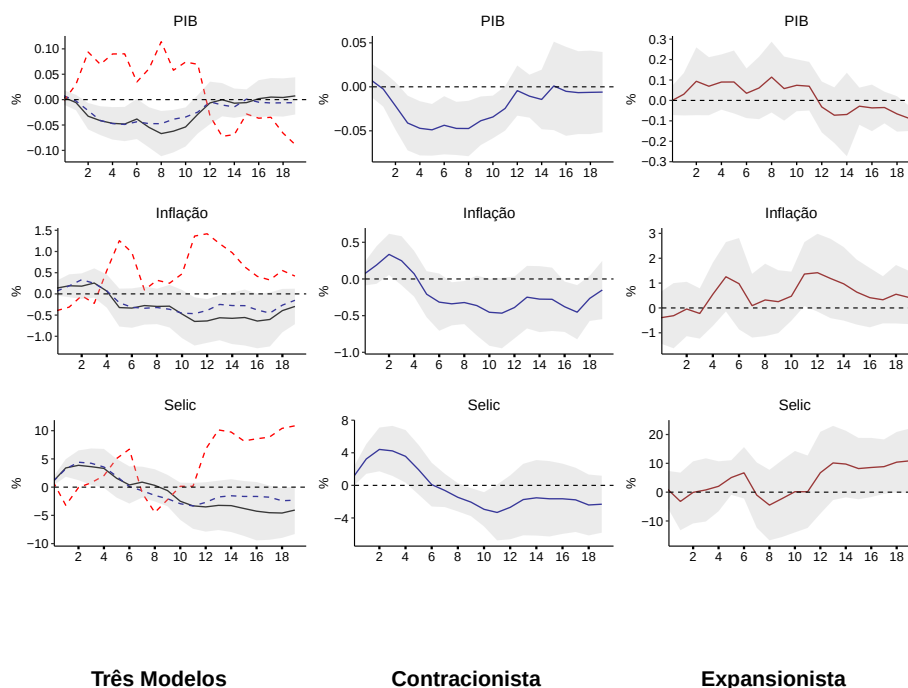
As IRFs da Figura 7 exibem os resultados para três casos, na primeira coluna são apresentados os resultados das respostas do modelo linear (independente da direção do choque) e não linear. A segunda, as respostas ao impulso contracionista. A terceira, aos efeitos

dependentes de choques expansionistas. Aqui também foi realizado o redimensionamento dos coeficientes das funções impulso-resposta.

No modelo linear a resposta do produto segue comportamento esperado, provocando uma desaceleração da atividade produtiva. Por outro lado, as respostas das variáveis condicionadas à direção do choque são completamente divergentes, como mostra a segunda e terceira coluna.

Quando os choques são positivos, o produto apresenta uma redução de aproximadamente 0,05% já no quarto trimestre, no modelo linear o mínimo só é atingido por volta de um ano e meio após o choque. Há um aumento inicial da inflação nos primeiros trimestres, a tendência de redução dos preços começa no quarto trimestre. Já a taxa Selic entra em um processo de redução cinco trimestres após o choque inicial.

Figura 7 – Resposta ao Impulso do PIB e Inflação ao Sinal do Choque de Política Monetária



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, ao log-nível da inflação medida pelo IPCA. A última, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos/contracionistas (linha tracejada azul); iii) choques monetários negativos/expansionistas (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis aos choques contracionistas e expansionistas e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

Os coeficientes médios da IRFs expansionista indicam um aumento da produção até o terceiro período e atinge o ponto máximo no nono trimestre com 0,11%. No entanto, por volta do décimo terceiro trimestre o que ocorre é uma tendência negativa da atividade produtiva. Em relação a inflação, o mesmo choque provoca uma tendência inflacionária.

Tabela 7 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes do Sinal

Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Contracionista (β^p)	Expansionista (β^n)	p -Valor para $H_0 : \beta^p - \beta^n = 0$
PIB	4	-0,041	0,069	0,252
	8	-0,047	0,061	0,283
	12	-0,025	0,069	0,403
	16	0,001	-0,028	0,485
	20	-0,006	-0,089	0,508
IPCA	4	0,248	-0,223	0,812
	8	-0,339	0,092	0,300
	12	-0,466	1,364	0,245
	16	-0,277	0,637	0,476
	20	-0,151	0,420	0,484

Os coeficientes que retratam os efeitos aos choques positivos e negativos são apresentados na Tabela 7 em períodos trimestrais, equivalentes ao intervalo de um a cinco anos. Em síntese, os choques positivos provocam redução da atividade produtiva, enquanto choques negativos apresentam variações inicialmente positivas.

Em relação à inflação, o que se verifica é uma redução em respostas aos choques contracionistas contra um aumento inflacionário provocado por choques expansionistas. Outra observação importante é que os choques de política monetária afetam mais fortemente a inflação, o que pode ser um indicativo de que a autoridade monetária tem maior preocupação com o controle de preços.

No entanto, apesar das estimativas médias das IRFs indicarem comportamentos distintos entre os efeitos da política monetária associados à direção do choque, os p -Valores para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$, conforme mostra a na Tabela 7, não permitem rejeitar essa hipótese. Esse resultado aponta para uma simetria nos efeitos dos choques de política monetária contracionista e expansionista.

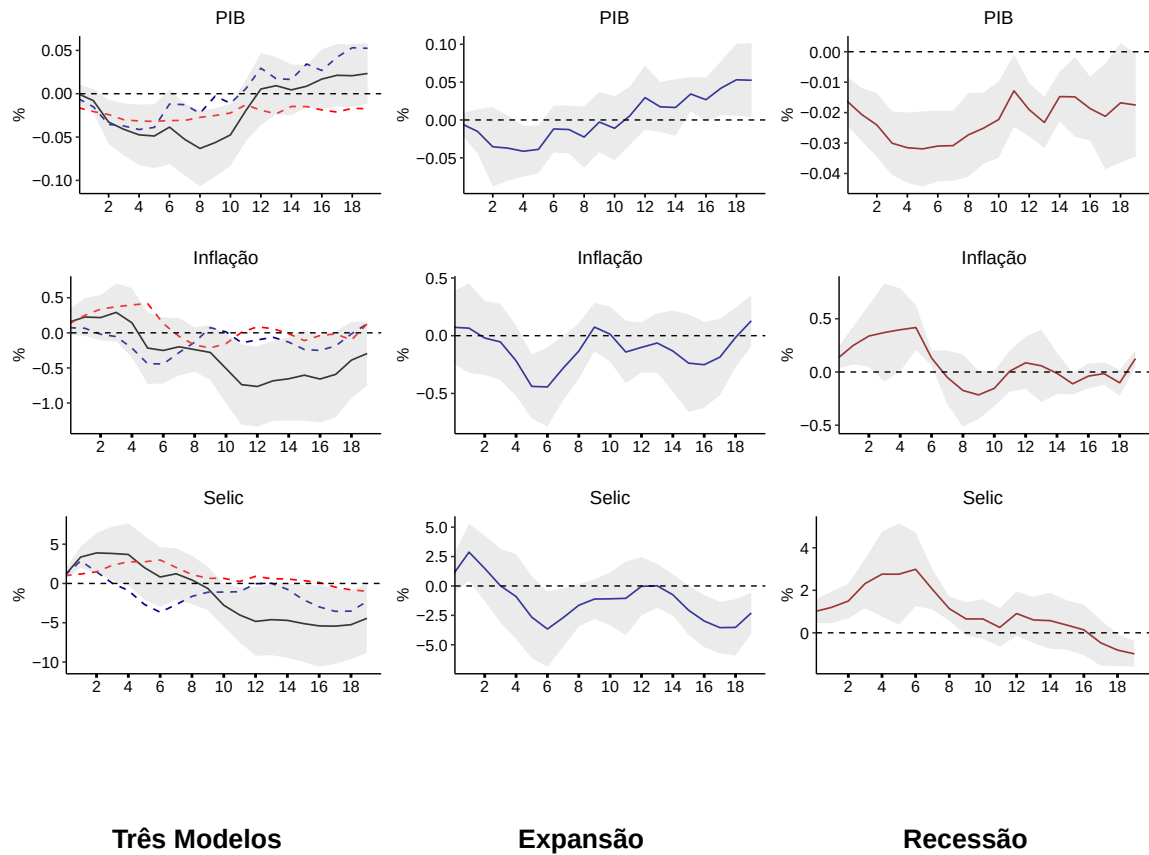
4.3 Análise de Sensibilidade

4.3.1 Choques Alternativos

O modelo principal foi estimado utilizando choques exógenos identificados utilizando método Romer e Romer (2004). Já como choques alternativos serão utilizados os resíduos da segunda equação da Tabela 2, a qual é adicionada a variável Codace como uma *dummy*. A segunda opção é a identificação dos choques através de um modelo vetorial autorregressivo (VAR) utilizando o esquema de identificação de Cholesky, com duas defasagens das variáveis na seguinte ordem: log-nível do PIB, log-nível da inflação,

log-nível do índice de *commodities* e a taxa Selic em nível.

Figura 8 – Resposta ao Impulso do PIB e Inflação Dependente de Estado da Equação 2



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, ao log-nível da inflação medida pelo IPCA. A última, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

A Figura 8 e a Tabela 8 apresentam os resultados de acordo com o esquema mencionado e o resultado mostra que os efeitos são bem próximo ao modelo principal. A principal diferença é em relação ao período de recuperação do produto no estado de expansão no qual ocorre bem mais rápido, já no segundo ano após o choque.

Tabela 8 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado: choques equação 2

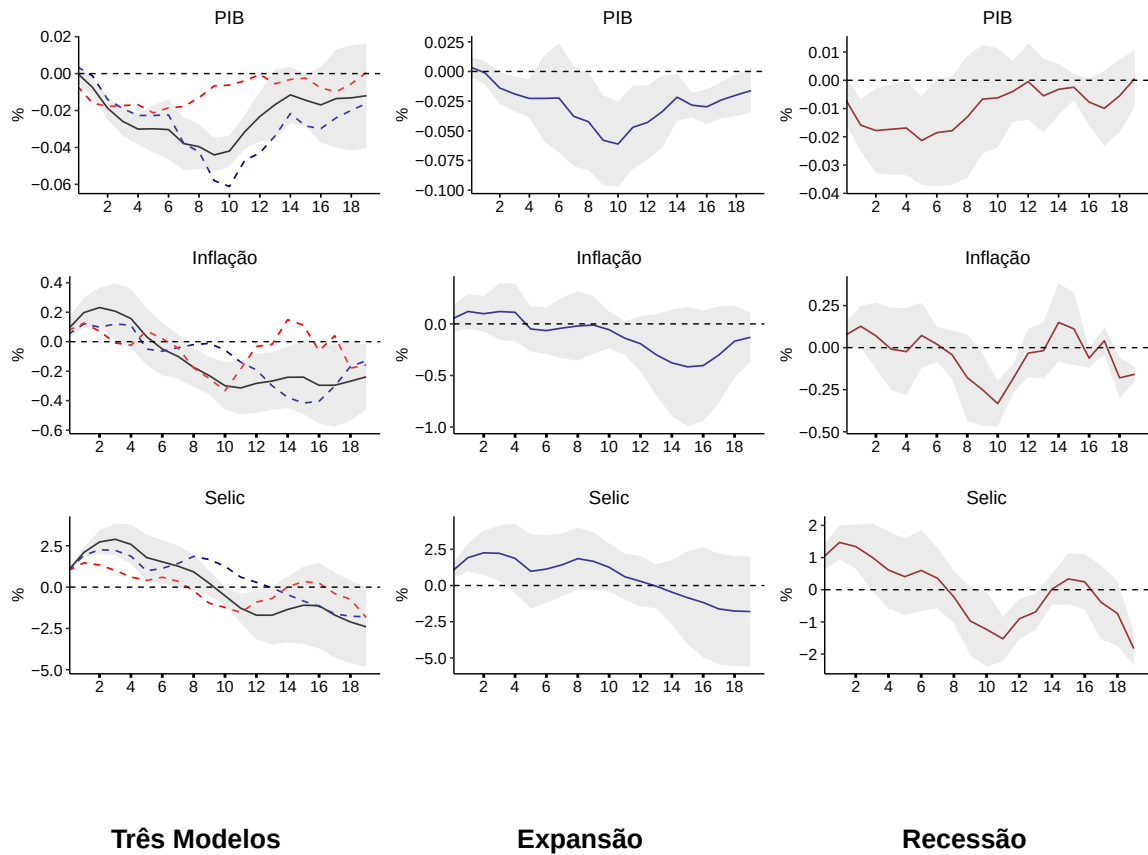
Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	p -Valor para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
PIB	4	-0,037	-0,030	0,409
	8	-0,013	-0,031	0,429
	12	0,006	-0,013	0,463
	16	0,034	-0,015	0,510
	20	0,052	-0,018	0,592
IPCA	4	-0,054	0,371	0,399
	8	-0,282	-0,050	0,495
	12	-0,142	0,009	0,459
	16	-0,238	-0,111	0,470
	20	0,129	0,126	0,497

A Tabela 9 e a Figura 9 mostram as Funções de Resposta ao Impulso (IRFs) resultantes de choques obtidos de um modelo VAR com a identificação de Cholesky, sendo o instrumento de política monetária ordenado por último (produto - inflação-selic) e a ordem de defasagem do modelo igual a dois. A defasagem foi escolhida com base nos critérios de informação Hannan-Quinn, Schwarz, Previsão do Erro Quadrático Médio (FPE). Em relação ao estado de expansão, um ponto a destacar é na recuperação da atividade econômica que ocorre de forma mais tardia se comparado com os choques R&R.

Tabela 9 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado: choques VAR

Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	p -Valor para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
PIB	4	-0,020	-0,017	0,468
	8	-0,037	-0,018	0,365
	12	-0,046	-0,004	0,347
	16	-0,028	-0,002	0,419
	20	-0,016	0,001	0,453
IPCA	4	0,097	-0,027	0,432
	8	-0,056	-0,040	0,712
	12	-0,139	-0,202	0,476
	16	-0,419	0,119	0,363
	20	-0,127	-0,161	0,503

Figura 9 – Resposta ao Impulso do PIB e Inflação Dependente de Estado ao Choque VAR



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, ao log-nível da inflação medida pelo IPCA. A última, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

Em síntese, os resultados fundamentais dos modelos com choques alternativos permanecem semelhantes ao modelo principal desta pesquisa. Os choques de política monetária têm efeitos mais forte quando a economia se encontra em um estado de expansão, este efeito é negativo tanto sobre o produto quanto a inflação, sendo o impacto maior sobre o nível de preços.

4.3.2 Estados Alternativos

Ao definir a taxa de crescimento do produto como variável de estado aplicamos uma transformação da série em médias móveis deslocadas de sete períodos. Esse procedimento permite suavizar as flutuações, característica da séries, e obter uma visão mais estável da tendência do crescimento econômico ao longo do tempo. Já o parâmetro de instensidade

foi definido em $\gamma = 5$, para ajustar os resultados da $F(z_t)$ mais próximos dos limites de cada regime.

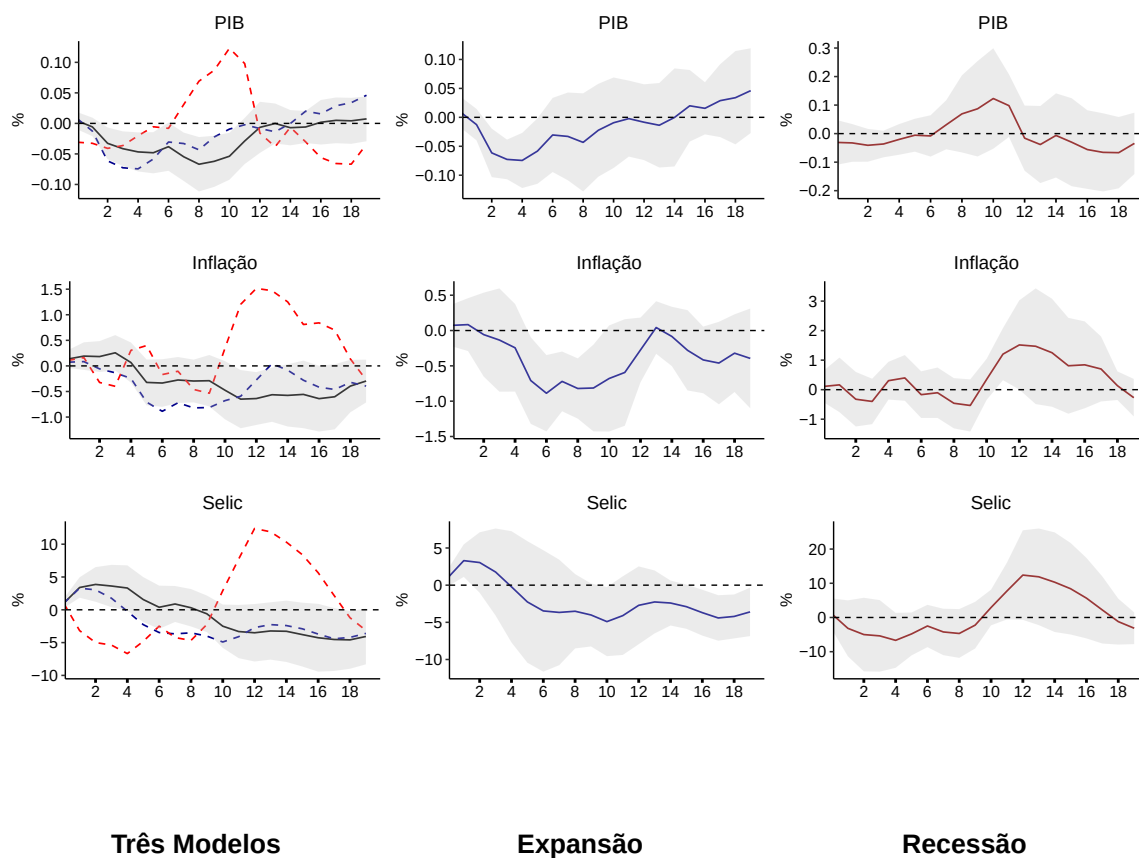
Ao adotar o hiato e a taxa de crescimento do produto para definir os regimes, tem-se que o choque inicial de 1p.p. na taxa de juros provoca, no regime de expansão, uma redução do produto mais acentuada nos primeiros quatros trimestres seguido de uma recuperação e que permanece até o último período. Por outro lado, os preços aumentam, sendo mais persistentes quando a taxa de crescimento do produto é a variável de estado.

Já no estado de recessão, o que se verifica são reduções seguidas na taxa de juros e uma recuperação na atividade econômica, mostrando uma tendência positiva até aproximadamente o décimo primeiro trimestre, período esse que representa o ponto máximo associado à inflação. As Figuras 10 e 11 juntamente com as Tabelas 10 e 11 exibem os resultados descritos.

Tabela 10 – Coeficientes das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado - Hiato

Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	p -Valor para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
PIB	4	-0,073	-0,036	0,335
	8	-0,033	0,031	0,376
	12	-0,002	0,098	0,410
	16	0,020	-0,030	0,516
	20	0,046	-0,034	0,546
IPCA	4	-0,135	-0,399	0,747
	8	-0,720	-0,104	0,427
	12	-0,594	1,204	0,261
	16	-0,280	0,809	0,444
	20	-0,394	-0,272	0,522

Figura 10 – Resposta ao Impulso do PIB e Inflação Dependentes de Estado - Hiato

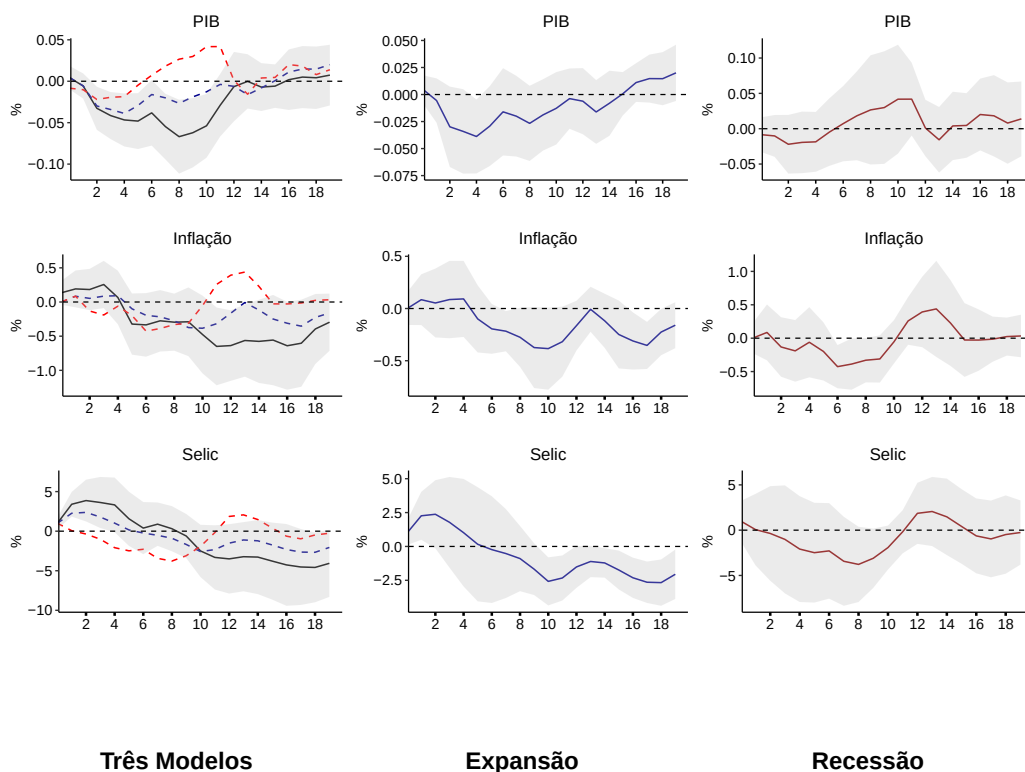


Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, ao log-nível da inflação medida pelo IPCA. A última, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

Tabela 11 – Coeficientes Acumulados das Funções de Resposta ao Impulso Dependentes de Estado - Taxa de Crescimento PIB

Impacto do choque monetário sobre:	Horizonte	Expansão (β^e)	Recessão (β^r)	p -Valor para $H_0 : \beta^e - \beta^r = 0$
PIB	4	-0,037	-0,007	0,265
	8	-0,024	0,155	0,297
	12	0,002	0,183	0,37
	16	0,006	0,004	0,539
	20	0,030	0,048	0,534
IPCA	4	0,154	-1,411	0,812
	8	-0,240	-0,377	0,433
	12	-0,394	2,746	0,237
	16	-0,244	0,674	0,427
	20	-0,220	0,659	0,55

Figura 11 – Resposta ao Impulso do PIB e Inflação Dependentes de Estado - Crescimento do Produto



Nota: A primeira linha corresponde ao log-nível do índice de volume do produto interno bruto. A segunda, ao log-nível da inflação medida pelo IPCA. A última, a taxa básica de juros Selic. A primeira coluna mostra as respostas das variáveis aos choques exógenos nos três modelos: i) linear (linha preta) e o intervalo de confiança 95% (área cinza); ii) choques monetários positivos no regime de expansão (linha tracejada azul); iii) choques monetários positivos no regime de recessão (linha tracejada vermelha). As segunda e terceira colunas mostram as respostas das variáveis em períodos de expansão e recessão e os intervalos de confiança 95% respectivamente.

Ao mudar as variáveis de estado os efeitos são negativos sobre o produto de forma mais expressiva em momentos caracterizados como expansões, com efeitos mais fortes sobre a inflação. Nos períodos de recessão o que se observa é uma tendência positiva da produção e maior variação na resposta da inflação ao choque inicial, por outro lado a principal diferença está no comportamento da taxa Selic que apresenta uma redução imediatamente após o choque exógeno. No geral, os resultados apresentados se mostraram próximos aos obtidos com modelo principal.

5 Conclusão

A pesquisa teve como objetivo analisar os efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto, considerando o estado econômico e a direção do choque. Utilizou-se o método de Romer e Romer (2004) para obter os choques exógenos e empregar a análise de efeitos dependentes de estado e sinal por projeção local.

Os resultados da estimativa média dos coeficientes de resposta ao impulso condicionada ao ciclo econômico indicaram que os choques identificados provocaram um efeito negativo sobre a atividade econômica, sendo mais intenso durante a expansão do que na recessão. O efeito negativo gerou em uma redução no investimento e consumo das famílias, acompanhado por um aumento da dívida pública. Em relação aos sinais dos choques, a atividade produtiva parece ser mais afetada por choques positivos (contracionistas) do que negativos (expansionistas). Embora esses resultados sejam relevantes, eles não rejeitam a hipótese de simetria, ou seja, não se pode afirmar com certeza a existência de assimetria os efeitos dos choques de política monetária tanto em relação ao ciclo econômico quanto à direção do choque.

Em conclusão, esta pesquisa investigou os efeitos assimétricos da política monetária sobre o produto em diferentes estados econômicos e direções de choque. Embora os resultados não tenham demonstrado significância estatística em relação aos efeitos assimétricos durante os ciclos econômicos, revelaram uma maior sensibilidade da atividade produtiva aos choques positivos e uma relação relevante entre os choques monetários e a inflação. Esses achados destacam a importância de considerar o contexto econômico ao analisar os impactos das políticas monetárias, fornecendo entendimentos valiosos para os formuladores de políticas interessados em compreender como as mudanças nas taxas de juros podem influenciar a economia e a inflação em diferentes cenários.

Referências

- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 39, p. 277–300, 2009.
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, American Economic Association, v. 4, n. 2, p. 1–27, 2012.
- BALL, L.; MANKIW, N. G. Asymmetric price adjustment and economic fluctuations. *The Economic Journal*, Oxford University Press Oxford, UK, v. 104, n. 423, p. 247–261, 1994.
- BARNICHON, R.; BROWNLEES, C. Impulse response estimation by smooth local projections. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press One Rogers Street, Cambridge, MA 02142-1209, USA journals-info , v. 101, n. 3, p. 522–530, 2019.
- BARTH, M. J.; RAMEY, V. A. The cost channel of monetary transmission. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 16, p. 199–240, 2001.
- 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.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, Elsevier, v. 1, p. 1341–1393, 1999.
- BRUGNOLINI, L. About local projection impulse response function reliability. CEIS Working Paper, 2018.
- CERQUEIRA, V. d. S.; RIBEIRO, M. B.; MARTINEZ, T. S. Propagação assimétrica de choques monetários na economia brasileira: evidências com base em um modelo vetorial não-linear de transição suave. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 68, p. 19–47, 2014.
- COSTA, A. E. d. Monetary policy in brazil: Evidence from new measures of monetary shocks. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 47, p. 295–328, 2017.
- COVER, J. P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 107, n. 4, p. 1261–1282, 1992.
- GARCIA, R.; SCHALLER, H. Are the effects of monetary policy asymmetric? *Economic inquiry*, Wiley Online Library, v. 40, n. 1, p. 102–119, 2002.
- GERTLER, M.; GILCHRIST, S. Monetary policy, business cycles, and the behavior of small manufacturing firms. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 109, n. 2, p. 309–340, 1994.
- GOGAS, P.; PRAGIDIS, I.; TABAK, B. M. Asymmetric effects of monetary policy in the us and brazil. *The Journal of Economic Asymmetries*, Elsevier, v. 18, p. e00108, 2018.

- HAMILTON, J. D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 357–384, 1989.
- JORDÀ, Ò. Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, v. 95, n. 1, p. 161–182, 2005.
- MIRANDA-AGRIPPINO, S.; RICCO, G. The transmission of monetary policy shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 13, n. 3, p. 74–107, 2021.
- MORGAN, D. P. Asymmetric effects of monetary policy. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Federal Reserve Bank of Kansas City, v. 78, n. 2, p. 21, 1993.
- PLAGBORG-MØLLER, M.; WOLF, C. K. Local projections and vars estimate the same impulse responses. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 89, n. 2, p. 955–980, 2021.
- RAMEY, V. A.; ZUBAIRY, S. Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from us historical data. *Journal of political economy*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 126, n. 2, p. 850–901, 2018.
- RAVN, M. O.; UHLIG, H. On adjusting the hodrick-prescott filter for the frequency of observations. *Review of economics and statistics*, MIT Press 238 Main St., Suite 500, Cambridge, MA 02142-1046, USA journals , v. 84, n. 2, p. 371–376, 2002.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: Derivation and implications. *American Economic Review*, v. 94, n. 4, p. 1055–1084, 2004.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980.
- STENNER, N. The asymmetric effects of monetary policy: Evidence from the united kingdom. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Wiley Online Library, 2022.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. *A comparison of linear and nonlinear univariate models for forecasting macroeconomic time series*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1998.
- TENREYRO, S.; THWAITES, G. Pushing on a string: Us monetary policy is less powerful in recessions. *American Economic Journal: Macroeconomics*, v. 8, n. 4, p. 43–74, 2016.
- WEISE, C. L. The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, p. 85–108, 1999.
-

A Previsibilidade dos Choques

Tabela 12 – Regressão Linear dos Resíduos da equação 1

	<i>Variável dependente:</i>		
	Resíduos 1		
	(1)	(2)	(3)
pib_{t-1}	1.189 (1.494)		
pib_{t-2}	0.314 (2.059)		
pib_{t-3}	-1.443 (2.063)		
pib_{t-4}	-0.203 (1.468)		
$ipca_{t-1}$		0.061 (0.171)	
$ipca_{t-2}$		-0.019 (0.302)	
$ipca_{t-3}$		0.305 (0.316)	
$ipca_{t-4}$		-0.360** (0.181)	
$selic_{t-1}$			0.114* (0.064)
$selic_{t-2}$			-0.237** (0.118)
$selic_{t-3}$			0.136 (0.118)
$selic_{t-4}$			-0.012 (0.065)
Constante	0.723 (0.572)	0.027 (0.062)	-0.014 (0.042)
Observações	188	188	188
R ²	0.024	0.032	0.022
R ² Ajustado	0.003	0.011	0.001
Estatística F (df = 4; 183)	1.134	1.516	1.032
<i>Nota:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Tabela 13 – Regressão Linear dos Resíduos da equação 2

	<i>Variável dependente:</i>		
	Resíduos 2		
	(1)	(2)	(3)
pib_{t-1}	0.784 (1.479)		
pib_{t-2}	0.360 (2.038)		
pib_{t-3}	-1.516 (2.041)		
pib_{t-4}	0.225 (1.453)		
$ipca_{t-1}$		0.106 (0.168)	
$ipca_{t-2}$		-0.082 (0.297)	
$ipca_{t-3}$		0.341 (0.311)	
$ipca_{t-4}$		-0.382** (0.178)	
$selic_{t-1}$			0.110* (0.063)
$selic_{t-2}$			-0.236** (0.116)
$selic_{t-3}$			0.147 (0.116)
$selic_{t-4}$			-0.020 (0.064)
Constante	0.738 (0.567)	0.033 (0.061)	-0.013 (0.041)
Observações	188	188	188
R ²	0.019	0.038	0.022
R ² Ajustado	-0.003	0.017	0.001
Estatística F (df = 4; 183)	0.865	1.793	1.050
<i>Nota:</i>	*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		