

**UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
MAURO OKUMA LACERDA**

**ANÁLISE DE EFEITOS DE CHOQUES MONETÁRIOS: UMA APLICAÇÃO AO  
BRASIL**

**SÃO PAULO - SP  
2022**

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO  
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE  
MAURO OKUMA LACERDA

**ANÁLISE DE EFEITOS DE CHOQUES MONETÁRIOS: UMA APLICAÇÃO AO  
BRASIL**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane

Coordenador: Prof. Dr. Luis E. N. Meloni

**SÃO PAULO - SP**  
**2022**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Lacerda, Mauro Okuma

Análise de efeitos de choques monetários: Uma aplicação ao Brasil – São Paulo, 2022.

44 páginas

Área de concentração: Economia.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane.

Monografia – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária, Universidade de São Paulo, Graduação em Ciências Econômicas.

1. Economia Monetária; 2. Choques Monetários; 3. Efeitos Causais, 4. Propensity Score

Dedico este trabalho aos meus pais e minha irmã, por todo apoio e incentivo durante os anos. À minha namorada, por deixar meus dias mais leves; e aos meus amigos que me acompanharam nessa jornada

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço ao meu pai, Mauro, por todo esforço despendido em minha educação, e por todos ensinamentos incapazes de se aprender em uma sala de aula;

à minha mãe, Denise, por toda paciência e suporte ao longo da minha trajetória acadêmica e início da vida profissional;

à minha namorada, Thaina, por ter a capacidade de tornar mais leve todas turbulências encontradas no percurso;

à minha irmã, Bruna, por me mostrar que a distância pode fortalecer qualquer laço;

aos mestres que encontrei durante a graduação, por iluminarem os caminhos que eu nem sabia que podiam ser percorridos;

ao meu orientador, Márcio Nakane, por todo ensinamento e apoio durante do curso;

aos meus amigos, por me acompanharem e estarem sempre comigo, trilhando seus caminhos ao meu lado;

aos meus colegas de trabalho, por todo ensinamento, conselhos e apoio em minhas decisões profissionais.

“O real não está no início nem no fim, ele se mostra pra gente é no meio da travessia.”

Guimarães Rosa.

---

## SUMÁRIO

<b>LISTA DE ILUSTRAÇÕES .....</b>	<b>8</b>
<b>RESUMO.....</b>	<b>9</b>
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>11</b>
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA .....</b>	<b>14</b>
<b>3 METODOLOGIA .....</b>	<b>22</b>
3.1 ESTIMAÇÃO DE CHOQUES MONETÁRIOS - APLICAÇÃO AO BRASIL .....	22
3.2 IDENTIFICAÇÃO DE CHOQUES COM UMA REGRA DE TAYLOR SIMPLES .....	23
3.3 IDENTIFICAÇÃO DE CHOQUES DE ROMER & ROMER (2004) .....	23
3.4 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA E PROJEÇÕES LOCAIS LINEARES DE JORDÀ .....	24
3.5 POLICY PROPENSITY SCORE.....	25
3.6 DADOS E FONTES.....	27
<b>4 RESULTADOS .....</b>	<b>31</b>
<b>5 CONCLUSÕES.....</b>	<b>40</b>
<b>6 REFERÊNCIAS .....</b>	<b>42</b>

---

## **LISTA DE ILUSTRAÇÕES**

FIGURA 1 - TAXA DE DESEMPREGO RETROPOLADA E PNAD-C IBGE .....	29
FIGURA 2 - EFEITO DE UM CHOQUE DA SELIC SOBRE LOGARÍTMO DA PIM E IPCA .....	31
TABELA 1 - REGRESSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA SELIC CONTRA FUNÇÃO DE REAÇÃO – REGRA DE TAYLOR .....	32
FIGURA 3 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO COM REGRA DE TAYLOR .....	33
FIGURA 4 - IRFS COM IDENTIFICAÇÃO – REGRA DE TAYLOR – EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE A PIM E O IPCA .....	33
TABELA 2 - REGRESSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA SELIC CONTRA FUNÇÃO DE REAÇÃO – ROMER & ROMER (2004).....	34
FIGURA 5 - CHOQUES MONETÁRIOS ESTIMADOS – ROMER & ROMER (2004) .....	35
FIGURA 6 - IRFS COM IDENTIFICAÇÃO – ROMER & ROMER (2004) – EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE A PIM E IPCA .....	35
TABELA 3 - ORDERED PROBIT PARA ESTIMAÇÃO DO POLICY PROPENSITY SCORE .....	36
FIGURA 7 - PESOS ESTIMADOS PELO POLICY PROPENSITY SCORE ( $\Delta$ ) .....	37
FIGURA 8 - IRFS DO POLICY PROPENSITY SCORE – EFEITO ESTIMADO SOBRE A PIM E IPCA	
38	

---

## RESUMO

Um tema tradicionalmente abordado na literatura econômica é sobre efeitos de causalidade de choques monetários em variáveis reais da economia, mas diversas discussões a respeito da identificação dos choques e dos testes empregados geram diferentes respostas quanto a defasagem e intensidade desse efeito. Este artigo visa estudar os efeitos da política monetária em variáveis da economia real entre 2003-2021 para a economia brasileira. São aplicados quatro modelos que relacionam choques monetários com a Produção Industrial e inflação. O primeiro associa os movimentos da taxa selic com as variáveis de interesse, sem o peso de identificação; o segundo utiliza uma regra de Taylor para identificação dos choques; o terceiro aplica a metodologia de Romer & Romer (2004) com os dados da pesquisa Focus, visando diminuir a discricionariedade à respeito da função de reação do banco central; e por último, um modelo que implementa o *policy propensity score* (ANGRIST; JORDÀ; KUERSTEINER, 2018), que diminui o arcabouço de identificação e possibilita que a resposta encontrada não seja parametrizada a priori. Os resultados encontrados entre os modelos que visam identificar os choques indicam o máximo de efeito na produção industrial entre 9 e 12 meses, e não foi identificado evidências de *price-puzzle* quanto ao efeito na inflação. O modelo de *policy propensity score* estima queda de 0,60% no índice de produção industrial em uma janela de 24 meses, e não apresentou evidências de *price-puzzle* para o indicador de inflação, com queda do índice logo após o choque.

**Palavras-chave:** Política monetária, propensity score, causalidade, choques monetários.

**Códigos JEL:** E52, E58, C14, C32

# 1 INTRODUÇÃO

---

## 1 INTRODUÇÃO

A questão da causalidade de políticas monetárias em variáveis da economia real é amplamente estudada na ciência econômica. Qual o impacto em magnitude e o tempo de defasagem entre o choque e a visualização de seus resultados são temas de discussão no ambiente acadêmico e de mercado. Todavia, são mais amplos e homogêneos estudos que procuram a relação do Federal Reserve (FED) com a economia americana. Este trabalho visa fornecer uma percepção voltada ao Banco Central do Brasil (BCB) e a economia brasileira, adentrando diferentes métodos de avaliação para as variações na taxa Meta Selic entre 2003-2021, pouco após a adoção do sistema de metas de inflação até os dados mais recentes.

O objetivo deste trabalho é analisar qual a relação entre choques monetários e indicadores de inflação e atividade para a economia brasileira, fundamentado pelo trabalho de Angrist & Kuersteiner (2011) e Angrist et al. (2018), nos quais estudaram o impacto das mudanças da *Fed Funds Rate* em variáveis de *Industrial Production*, *GDP* e *CPI* (*Consumer Price Index*), utilizando a base de Romer e Romer (2004), com dados entre 1969 e 1999, e estimaram o efeito em variáveis de mercado, respectivamente. Para tal feito, foram estimados quatro modelos com diferentes identificações de choques monetários, com a finalidade de comparar os resultados encontrados. As funções impulso-resposta serão estimadas utilizando o método de projeções locais (JORDÀ, 2005), por necessitar menor identificação e não apresentar perdas relevantes quando comparado com modelos VAR.

O Primeiro modelo servirá como comparativo para os outros, e leva em consideração qualquer variação da taxa meta Selic. O segundo modelo identifica os choques monetários com uma função de reação baseada em Taylor (1993), supondo que o Banco Central reage a variáveis de inflação (IPCA) e atividade (desemprego). O terceiro modelo segue o exemplo de Romer & Romer (2004) e Da Costa Filho (2017), e identifica os choques baseado nas projeções que o Banco Central observava no período em que cada decisão foi tomada. O quarto e último modelo é de *policy propensity score*, seguindo exemplos de Angrist & Kuersteiner (2011), Jordà & Taylor (2013) e Angrist et al. (2018), e é implementado realizando

uma ponderação de contrafactuals, estimados por projeções locais, pelo inverso da probabilidade condicional, estimada por um *ordered probit*.

A contribuição deste artigo é atualizar com dados recentes as estimações de choques monetários sob diversas óticas e aplicar o modelo de *policy propensity score* ao Brasil, até então não encontrado para literatura de economia monetária nacional. As seguintes seções cobrem a revisão da literatura com o desenvolvimento histórico das avaliações de choques monetários e as ferramentas utilizadas dos autores, a metodologia para elaboração dos modelos, os resultados encontrados e a conclusão.

## **2      REVISÃO DE LITERATURA**

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Os estudos produzidos por Angrist et al. (2018) e Angrist & Kuersteiner (2011), que servem como principais alicerces deste projeto, abordam um tema muito discutido na literatura econômica: Quais os efeitos e o tempo necessário para visualizar resultados da política monetária sobre variáveis reais, como produto, emprego e alteração de preços? Mais especificamente, o critério de causalidade se torna relevante na discussão, uma vez que o sistema é dinâmico e os resultados podem vir de ações passadas e variáveis exógenas das indicadas pelo modelo descrito. Para resolver tais problemas, que se mostram mais complexos com o avanço da discussão, metodologias quantitativas e econométricas são utilizadas como ferramentas, com Taylor (1993) sendo um dos principais expoentes do assunto, ao conseguir equacionar de forma satisfatória o mecanismo utilizado para o FED definir a taxa de juros nominal da economia.

Essa busca por uma parametrização da política monetária determinada pelo FED tem como base a determinação de uma função de reação do Banco Central frente a determinadas variáveis econômicas. Para Taylor (1993), a autoridade monetária deve responder frente a desvios de inflação e produto real de metas preestabelecidas. No caso dos EUA, o autor indica que a equação  $r = p + 0,5y + 0,5(p - 2)$  delimita de forma satisfatória a política que foi utilizada pelo FED entre 1987 e 1992. Nesta equação,  $r$  representa a taxa de juros nominal da economia,  $p$  é a inflação acumulada dos últimos 4 trimestres, e  $y$  é a diferença percentual entre o PIB real e a meta, medida por uma tendência linear dos últimos anos, e  $(p-2)$  é o parâmetro que determina o desvio em relação a meta de inflação, no caso, 2% ao ano.

De forma geral, Taylor (1993) sintetizou um modelo de regra monetária que deriva da ponderação entre desvios de inflação e do produto real. Barbosa et al. (2016) estimam com um grande arcabouço teórico uma regra de Taylor para o Brasil entre 2003 e 2015. O modelo indicado leva em consideração a surpresa inflacionária, o hiato do produto, variação cambial e a variação da taxa Selic no período anterior. Além disso, seguindo exemplos de Judd & Rudebusch (2020), estimam diferentes regras monetárias para períodos atípicos, isto é, a regra de

Taylor para o Brasil apresentou mudanças ao longo do período estudado, e para capturar esse movimento os autores optaram por atualizar o modelo inicial com a inclusão de dummies que representam, no geral, flutuações atípicas das variáveis no período que cobre o primeiro governo Dilma.

O resultado encontrado foi que ambos os coeficientes, do hiato inflacionário e do produto, são maiores que os estimados por Taylor para os EUA, em 2.1 e 1.2, respectivamente (ante 0.5 na função de reação do FED). Além disso, o coeficiente da variação cambial foi estatisticamente significante, e teve valor estimado de 0.7, sinalizando importância da variável para a regra monetária adotada para o Brasil. A partir do governo Dilma, os coeficientes indicam que o Banco Central passou a dar mais peso ao hiato do produto, em contrapartida ao hiato inflacionário, que apresentou queda de importância na função de reação estabelecida pelos autores.

Rotemberg & Woodford (1997) partem da análise de Taylor, utilizando vetores autorregressivos (VAR) para identificar a política monetária implícita do FED em função da taxa de juros nominal, inflação e atividade. A partir disso, foi possível estimar uma função de reação da autoridade para definir a taxa de juros da economia, o que permitiu analisar como é a resposta ante choques monetários tomando a regra de Taylor previamente definida como cenário-base, por meio da metodologia de *structural VAR* (SVAR). As variáveis de input do modelo são projetadas utilizando uma função impulso-resposta, com o intuito de criar o contrafactual referente ao choque. O resultado estimado é que o efeito da política monetária acontece cerca de dois trimestres após a mudança de política, e decai rapidamente e com formato côncavo, devido a função impulso-resposta utilizada.

Bernanke & Blinder (1992) já haviam apresentado estudo semelhante ao analisar as decisões monetárias do FED utilizando SVAR, encontrando relações que identificaram a importância do crédito para a renda e o dinheiro em circulação na economia. Além disso, os autores definiram o conceito de “inovação” ou “*policy shocks*” em modelos de política monetária, que consiste na tentativa de identificar movimentos da taxa de juros que não podem ser parametrizados. Esses choques são de difícil identificação e, por hipótese, não têm efeito em variáveis da economia real de maneira contemporânea, uma vez que defasagens de informação impedem a transmissão rápida entre eles.

Céspedes et al. (2008) aplicaram a metodologia de *SVAR* ao Brasil, construindo diversos modelos com foco em cobrir fatos estilizados e estudar o impacto de curto prazo de choques exógenos em variáveis reais, analisando a causalidade entre esses fatores de 1996 até 2004. As variáveis utilizadas pelos autores leva em consideração a taxa Selic, taxa de câmbio, inflação, a taxa de Swap de 180 dias (Pré x CDI) e o índice de produção industrial. Os períodos da amostra foram segmentados durante a análise dado hipóteses sobre mudanças da política econômica ao longo desse intervalo. Utilizando funções impulso-resposta e gráficos acíclicos direcionados (*DAGs*), os autores esboçaram diversos cenários, com os choques de cada variável afetando as demais. Foi encontrado que movimentos não antecipados da taxa de câmbio afetaram não só o nível de preços, mas também o produto da economia, medido pelo índice de produção industrial, tornando-se uma variável importante durante o estudo. Quanto aos choques monetários na taxa Selic, Céspedes et al.(2008) argumentam que a medida de inflação exibe queda após cerca de seis meses de um choque contracionista, mas o efeito no indicador de atividade econômica apresenta queda mais acentuada logo após esse choque. Isso pode impactar nas ponderações que a autoridade atribui às variáveis.

O conceito de choques monetários, abordado de maneira quase que puramente estatística no modelo de Rotemberg & Woodford (1997), apresenta diferentes interpretações na bibliografia econômica. Christiano et al. (1999) afirmam que a literatura aborda de três maneiras os choques monetários. Uma dessas maneiras é supor que o choque não afeta a economia no longo prazo, dado que o trabalho de identificação dos fatores estruturais da economia tem um custo muito alto para um resultado pouco confiável (FAUST; LEEPER, 1997). Outra forma, como os autores estudaram, consiste na identificação e análise dos parâmetros que a autoridade monetária utiliza para tomar suas decisões. Dessa forma, no caso estudado para os EUA, a função de reação do FED consiste em uma função linear e um componente de erro, como na equação

$$S_t = f(\Omega_t) + \delta \varepsilon_t$$

O termo  $f(\Omega_t)$  representa a função linear, isto é, a função de reação da autoridade frente a informação disponível. O temo  $\delta \varepsilon_t$  é uma variável aleatória, e representa o choque monetário.

Ainda com a concepção de Christiano et al. (1999), esses choques monetários aleatórios têm diferentes interpretações, como alterações de preferências da autoridade para o trade-off inflação e desemprego, e considerações estratégicas e técnicas, como a confiabilidade dos dados no momento da decisão monetária.

Visto a dificuldade de incorporar e justificar o choque monetário em uma função de reação da autoridade monetária, uma terceira abordagem seria associar um desvio a regra monetária baseado no último cenário construído pela própria autoridade. Romer & Romer (2004) desenvolveram um método que isola choques de política monetária, considerando apenas mudanças na FED Funds Rate que foram embasadas por projeções oficiais do FED da Filadélfia, adquiridos a partir do Greenbook. Dessa forma, os movimentos da taxa de juros avaliados são considerados livres de fatores exógenos, e as reações em variáveis de atividade econômica e inflação refletem o impacto da variável que representa a política monetária, sem impacto de fatores externos. Os resultados encontrados foram que choques de política monetária tem efeitos estatisticamente significantes em variáveis da economia real, com o início da redução de atividade advinda de uma redução de juros após 5 meses, e atingindo a contração máxima após cerca de dois anos. Para a dinâmica inflacionária, os resultados encontrados indicam efeito menor dado um choque da taxa de juros, com queda entre 2 e 3 pontos percentuais dois anos após o evento.

Da Costa Filho (2017) aplicou a identificação de choque proposta por Romer & Romer (2004) ao Brasil. O autor abordou de duas maneiras as projeções que o Banco Central do Brasil (BCB) poderia utilizar como base para as decisões de política monetária, as projeções privadas, retiradas da Pesquisa Focus, e as projeções da equipe do BCB, retiradas de minutas, comunicados e apresentações. Foi encontrada relevância estatística das projeções de IPCA e PIB para explicar a variação da taxa Meta Selic. As funções impulso resposta foram estimadas a partir de um modelo VAR, acrescido de um índice de commodities com a finalidade de isolar fatores externos à dinâmica inflacionária nacional. Os resultados encontrados foram que um choque monetário positivo impacta negativamente o PIB, e para o IPCA foi encontrado evidências de *price-puzzle*, isto é, uma resposta positiva e

estatisticamente significante da dinâmica de preços frente a um choque monetário contracionista nos meses iniciais da estimação.

Evidências de Price Puzzle (EICHENBAUM, 1992) são comuns na literatura que utiliza a abordagem VAR para efeitos de política monetária, e vai contra a teoria econômica. Uma possível explicação abordada por Eichenbaum (1992) e Sims (1992) é que a autoridade monetária possui informações sobre pressões inflacionárias que não são capturadas pelas variáveis incluídas no VAR, o que gera esse efeito contraintuitivo nos preços. Para evitar esses resultados, Bernanke & Mihov (1998) e Christiano et al. (1999) indicam que a inclusão de alguma variável com poder preditivo da inflação pode eliminar esse efeito, como por exemplo, um índice de commodities. Da Costa Filho (2017) acrescentou em seu modelo VAR o Índice de Commodities Brasil (IC-Br), criado pelo Banco Central do Brasil com o objetivo de capturar variações de preço das commodities que têm maior impacto na dinâmica inflacionária nacional, medida pelo IPCA.

Com a mesma base de dados utilizada por Romer & Romer (2004), Angrist e Kuersteiner (2011) desenvolveram um teste de causalidade que depende de um modelo para a probabilidade condicional de uma mudança na política monetária, que denominaram como “*policy propensity score*”. Os autores consideram uma estrutura de potential outcomes (SIMS, 1972) em séries de tempo, alinhado com a aplicação de métodos de propensity score (ROSENBAUM; RUBIN, 2006). Em comparação com a abordagem utilizando SVAR, o método desenvolvido pelos autores diminui o peso de especificação e estimação do vetor de inovação estrutural, e só precisa levar em consideração o horizonte de tempo em que as variáveis relevantes para o Federal Open Market Committe (FOMC) tem efeito na economia real. O resultado encontrado por Angrist e Kuersteiner (2011) foram de efeitos da mudança de política monetária na produção industrial dos EUA com significância estatística a partir de seis trimestres do choque.

Angrist, Jordà e Kuersteiner (AJK - 2018), apresentam mais detalhes sobre a estimativa do modelo e quais as funções impulso-respostas (*IRFs*) encontradas dado o choque monetário. Com o mesmo intuito do estudo de 2011, os autores utilizaram o *policy propensity score* para diminuir a especificação do modelo, mas sem utilizar a base de choques de Romer & Romer (2004). A estimativa do choque

foi feita a partir de um *ordered probit* que utiliza como variável dependente a probabilidade do FED manter os juros estáveis ou subir/cair 0,25% da FED Funds Rate. As variáveis explicativas do probit são a surpresa do mercado em relação a decisão monetária, construído utilizando um modelo de termos estruturados (PIAZZESI, 2005), defasagens da taxa de inflação, desemprego, e da política monetária. A partir disso foi feito a ponderação pelo inverso das probabilidades dos cenários, com os pesos adquiridos a partir dos valores estimados do *probit*. As *IRFs* encontradas pelos autores são assimétricas, isto é, a resposta das variáveis macroeconômicas é diferente se o choque for positivo ou negativo. Os resultados gerais encontrados foram que um aumento da taxa de juros impacta negativamente a atividade econômica e a inflação, mas um choque negativo têm pouco efeito sobre essas variáveis.

O objetivo dos autores é, portanto, estimar a equação 1

$$E[Y_{t,L}^\psi(d_j) - Y_{t,L}^\psi(d_0)] = \theta_j \quad (1)$$

$Y_{t,L}$  é a variável de interesse da economia,  $\psi$  representa o regime de política monetária do Banco Central, considerado o mesmo durante a análise.  $d_j$  é a variável de tratamento, isto é, indica que houve um choque monetário na economia, enquanto  $d_0$  supõe que não houve choques.

A principal condição para a estimação do modelo acima é a premissa de *selection-on-observables*. Isso significa que, considerando que não há como observar o efeito causal de políticas não realizadas pela autoridade monetária, é preciso supor independência condicional dos resultados da economia ( $Y_t$ ) em relação aos choques monetários ( $D_j$ ), dado os controles utilizados no modelo, como variáveis defasadas e covariadas ( $z_t$ ), e mantendo o regime da autoridade monetária fixo.

Partindo da hipótese de *selection-on-observables*, a equação (1) pode ser reescrita como:

$$\theta_j = E \left[ Y_{t,L} \left( \frac{1\{D_t = d_j\}}{p^j(z_t, \psi)} - \frac{1\{D_t = d_0\}}{p^0(z_t, \psi)} \right) \right] \quad (2)$$

Ou seja, o vetor de resultados na economia pode ser estabelecido a partir de uma média ponderada do inverso das probabilidades calculadas pelo modelo *probit* estimado anteriormente, e os pesos evidenciados em (2) podem ser definidos como na equação (3):

$$\delta_{t,j}(\psi) = \frac{1\{D_t = d_j\}}{p^j(z_t, \psi)} - \frac{1\{D_t = d_0\}}{p^0(z_t, \psi)} \quad (3)$$

Jordà & Taylor (2013) utilizam a mesma ponderação pelo inverso da probabilidade calculada por um modelo *probit* para estimar efeitos causais de políticas fiscais. Nesse artigo, os autores utilizam projeções locais (JORDÀ, 2005), que consiste em estimar as trajetórias da função-impulso resposta pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO), utilizando a variável explicativa e um vetor com as variáveis defasadas do sistema. Dessa forma, foram criados os contrafactualis, e suas trajetórias foram ponderadas a partir dos resultados do modelo *probit* para encontrar a trajetória estimada da economia causada pela mudança na política fiscal.

### **3      METODOLOGIA**

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 ESTIMAÇÃO DE CHOQUES MONETÁRIOS - APLICAÇÃO AO BRASIL

Baseado na literatura acima, foram estimados modelos com diferentes identificações de choques monetários e verificado seus efeitos sobre variáveis macroeconômicas de inflação e atividade por meio de funções impulso-resposta (IRFs), estimadas utilizando o método de projeções locais lineares (Jordà, 2005). Foram estimados três modelos com diferentes identificações de choques.

O primeiro modelo serve como base de comparação para os demais, e supõe que toda variação na taxa meta Selic definida pelo BCB têm efeito na economia. Dessa forma, o modelo retorna as funções impulso-resposta a partir da variação completa da Selic, verificando os efeitos no logarítmico do índice de preços (IPCA) e no logarítmico do índice de produção industrial (PIM-PF), e utiliza o Índice de Commodities do Brasil (IC-Br), calculado pelo Banco Central, como variável de controle, com a finalidade de minimizar o price-puzzle dos modelos.

O segundo e o terceiro método de identificação de choques seguem o preceito de parametrizar a decisão da autoridade monetária em uma função de reação, e supor que os resíduos dessa regressão, isto é, o que não é explicado pela função de reação definida, são choques monetários. Na equação geral, Christiano et al. (1999) define

$$S_t = f(\Omega_t) + \delta_T \varepsilon_t$$

Em que  $S_t$  é a variação da taxa de política monetária (meta Selic).  $f(\Omega_t)$  é a função de reação do Banco Central, definida a partir de premissas sobre a sensibilidade da autoridade em relação à variáveis pré-selecionadas, e  $\delta_T \varepsilon_t$  representa os choques monetários, isto é, o desvio do Banco Central em relação às escolhas de política monetária definidas por sua função de reação.

### 3.2 IDENTIFICAÇÃO DE CHOQUES COM UMA REGRA DE TAYLOR SIMPLES

O segundo modelo leva em consideração uma identificação de choque que é fundamentada em uma regra de Taylor para uma economia pequena aberta, como em Barbosa et al. (2016). A equação utilizada para definir os choques monetários foi

$$\Delta r_t = \beta_1 \Delta r_{t-1} + \beta_2 (\pi_t^{12} - \pi_T^*) + \beta_3 U_t + \beta_4 C_t + \beta_5 IIE_t + \varepsilon_t$$

$\Delta r_t$  é a variação da taxa meta Selic definida pelo Copom no período t,  $\pi_t^{12}$  é a inflação acumulada dos últimos 12 meses,  $\pi^*$  é a meta de inflação para o ano T, condizente com o período t.  $U_t$  é a taxa de desemprego,  $C_t$  é o câmbio e  $IIE_t$  é o Indicador de Incerteza da Economia, calculado pelo Instituto Brasileiro de Economia (FGV-Ibre). Nessa equação, o indicador de incerteza entra como variável explicativa que não tem relação direta com a dinâmica da variável dependente, mas serve como indicador de fatores exógenos à função de reação, papel similar a de dummies. A variável não observável de interesse é  $\varepsilon_t$ , que representa o choque monetário.

### 3.3 IDENTIFICAÇÃO DE CHOQUES DE ROMER & ROMER (2004)

Outro modelo considera a identificação de choque baseada no estudo de Romer & Romer (2004). O método utilizado foi a verificação das projeções oficiais que a autoridade monetária levou em consideração para tomar a decisão de política ótima em cada reunião. No caso aplicado ao Brasil, foi utilizado projeções de inflação e atividade provenientes da pesquisa Focus, seguindo exemplo de da Costa Filho (2017), a equação que estima o choque monetário segue como

$$\begin{aligned} \Delta r_t = & \beta_0 + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 FocusIPCA_t^{12} + \beta_3 FocusPIB_t^{12} + \beta_4 \Delta FocusIPCA_t^{12} \\ & + \beta_5 \Delta FocusPIB_t^{12} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

A equação é similar a estimativa que utiliza a regra de Taylor simples, mas agora inclui as expectativas de inflação e PIB para os próximos 12 meses ( $FocusIPCA_t^{12}$  e  $FocusPIB_t^{12}$ , respectivamente), além de incluir as inovações dessas mesmas projeções entre as reuniões, ou seja, o quanto as projeções se alteraram entre as decisões monetárias.

Como os dados da pesquisa Focus coletados representam a projeção para o final do ano de cada uma das variáveis, há a necessidade de estimar um valor de projeção com janela móvel para os 12 meses subsequentes a cada reunião do Copom, independente do mês em que a reunião ocorrer. Para isso, foi utilizada a mesma ponderação que da Costa Filho (2017), na seguinte forma

$$PProj_{j+i}(mês_i, ano_j) = \frac{12 - mês_i}{12} * Proj(ano_j) + \left(\frac{mês_i}{12}\right) * Proj(ano_{j+1})$$

Em que  $Proj(ano_j)$  é a projeção para o ano  $j$ ,  $mês_i$  é o mês em que foi observada a projeção, isto é, o mês em que ocorreu a reunião do Copom, e  $PProj_{j+i}$  é a projeção ponderada para os próximos 12 meses. A ideia dessa ponderação é dar maior peso para a projeção do ano que têm mais meses calendário na janela dos próximos 12 meses de maneira linear.

### 3.4 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA E PROJEÇÕES LOCAIS LINEARES DE JORDÀ

Estimadas as variáveis latentes representantes dos choques monetários, o próximo passo é estimar as funções impulso resposta do nosso sistema de variáveis (Choque, Log do IPCA e log da PIM). Para calcular as *IRFs* foi utilizado o método de Projeções Locais Lineares (*LP – Local Projections*), introduzido por Jordà (2005). Esse método consiste em projetar cada observação dentro do horizonte de projeção utilizando regressão por MQO, como descrito na equação

$$y_{t+h} = \alpha_h + \beta_h \hat{\epsilon}_t^\pi + \gamma x_t + \mu_{t+h}$$

No caso,  $y_{t+h}$  é o vetor de variáveis de interesse da economia no período  $t+h$ , em que  $h = 0, 1, \dots, H$ .  $\hat{\varepsilon}_t^\pi$  é a variável do choque monetário identificado em cada modelo, e  $x_t$  é um vetor de controle, que inclui defasagens de  $y_t$  e defasagens do choque monetário. Dessa forma, é possível projetar cada ponto do horizonte de projeção  $t+h$  e construir a IRF para a produção industrial e o IPCA.

A construção dos modelos consiste em vetores nos quais a variável que representa o choque monetário  $\hat{\varepsilon}_t^\pi$  têm um período de defasagem em relação as variáveis de interesse e controle, isto é, o logaritmo do IPCA, logaritmo da Produção industrial e logaritmo do índice de Commodities estão deslocados para o período  $t+1$ , enquanto a variável de choque é em relação ao período  $t$ . O objetivo dessa construção é evitar a interpretação de efeitos na economia contemporâneos aos choques, assim como proposto por Bernanke & Blinder (1992).

O número de defasagens escolhidas para cada regressão segue o critério de seleção de Akaike com correção para pequenas amostras (AICc), o que permite maior adequação das IRFs e maior generalidade em relação a selecionar um número fixo de defasagens. O número máximo permitido para as defasagens foi de 12 períodos, e o horizonte de projeção foi 24 meses ( $H = 24$ ), com intervalo de confiança de 95%, e o impulso considera uma variação positiva de 0,50 pontos percentuais no indicador de choque.

### 3.5 POLICY PROPENSITY SCORE

O policy propensity score é descrito por AJK (2018) como um modelo paramétrico flexível, com parâmetros descritos pelo regime político  $\psi$ , e definido pelas variáveis defasadas e covariadas  $z_t$ , como na equação  $P(D_t = d_j | z_t) = p^j(z_t, \psi)$ . O racional é encontrar a probabilidade de haver um choque monetário, estimado por um modelo *ordered probit*, como em Scotti (2011) e Hamilton & Jordà (2002) estimaram para o FED.

A variável dependente do *probit* é a ordenação das possíveis mudanças da taxa de juros. No caso do Brasil, as mudanças ocorrem em magnitudes maiores e com mais dispersão que as estudadas para os Estados Unidos, definidas pelo FED. A moda dessas variações é de 0,50 pontos percentuais em módulo, seguida por

variações de 0,25 p.p, com ocorrências mais dispersas de valores com maior magnitude. O modelo leva em consideração, portanto, variações no intervalo [-0.50, -0.25, 0, +0,25, +0.50], sendo que a variável dependente admite valores entre [0, 0.25, 0.5, 0.75, 1.0].

Para as variáveis explicativas do policy propensity score, seguiu-se como exemplo AJK (2018), incluindo defasagens do índice de inflação (IPCA), da taxa de desemprego, da taxa de juros e sua variação no período anterior. Além disso, foi incluída uma variável que relaciona a surpresa do mercado com a variação da taxa de juros no período, baseado em Piazzesi (2005). Essa surpresa foi calculada como na equação (4)

$$\zeta_t = CDI_t^{acum} - CF_{t-1}^{CDI} \quad (4)$$

Em que  $\zeta_t$  é a variável que é utilizada no *probit ordenado* representando a surpresa do mercado em relação a decisão do Copom no período  $t$ .  $CF_{t-1}^{CDI}$  representa a precificação do mercado para a taxa de juros dos próximos 21 dias úteis, e em (4) é observada no último dia útil do mês anterior ao mês em que há decisão monetária sobre a taxa de juros.  $CDI_t^{acum}$  representa os juros acumulados ao longo do mês  $t$ . Nessa formulação, a surpresa do mercado é igual a zero caso as mudanças precificadas em  $t-1$  se efetuem, e positiva caso o Banco Central apresente surpresa altista de juros.

Como descrito na revisão de literatura, o objetivo é estimar um contrafactual que possibilite isolar o efeito do choque monetário na economia, comparando as trajetórias ( $Y_{t,L}$ ) com e sem efeito do choque. Como não é possível visualizar um cenário que não ocorreu e supondo válida a condição de independência condicional, a estimação segue como na equação (5)

$$E [Y_{t,L} 1\{D_t = d_j\} | z_t] = E [Y_{t,L}^\psi(d_j) | z_t] p^j(z_t, \psi) \quad (5)$$

Em que  $D_t$  é a variável que indica se houve ou não tratamento, i.e., um choque monetário.  $Y_{t,L}$  é o valor da variável de interesse  $L$  períodos apos um choque que ocorreu em  $t$ , e  $p^j(z_t, \psi)$  é o policy propensity score.

Calculados os pesos descritos na equação (3) para todos os períodos da amostra, é necessário remover os valores estimados de  $p^j(z_t, \psi)$  menores que 0.025 para evitar que algumas observações da série recebam ponderações exageradas. Após isso, são regredidos os valores estimados contra  $z_t$  e uma constante, e os resíduos da regressão formam os pesos corrigidos  $\ddot{\delta}_{t,j} = \delta_{t,j}(\hat{\psi}) - \hat{\delta}_{t,j}$ . De acordo AJK (2018), essa correção remove as tendências estocásticas da série, dado que  $z_t$  inclui variáveis dependentes da estimação, além de preservar a consistência da ponderação.

Após a computação dos pesos, é possível calcular o efeito da variável do choque dado sua probabilidade a partir do estimador

$$\hat{\theta}_{i,j} = \frac{\sum_{t=1}^T Y_{t,L} \ddot{\delta}_{t,j}}{T} \quad (6)$$

Em que  $Y_{t,L}$  é a trajetória da variável de interesse estimada por projeção local (Jordà, 2005). A estimativa dessa trajetória têm início em Abril de 2018, por ser um período de relativa estabilidade na taxa de juros. A ponderação foi estimada, portanto, para 24 meses após o choque, de maio de 2018 até maio de 2020.

### 3.6 DADOS E FONTES

Para estimação dos choques monetários foram utilizados os dados referentes as reuniões do Copom e alterações da taxa meta Selic, disponíveis no site do Banco Central do Brasil (BCB). Também do BCB, do Sistema Gerenciador de Séries Temporais, foram obtidos dados referentes ao câmbio e as estimativas de

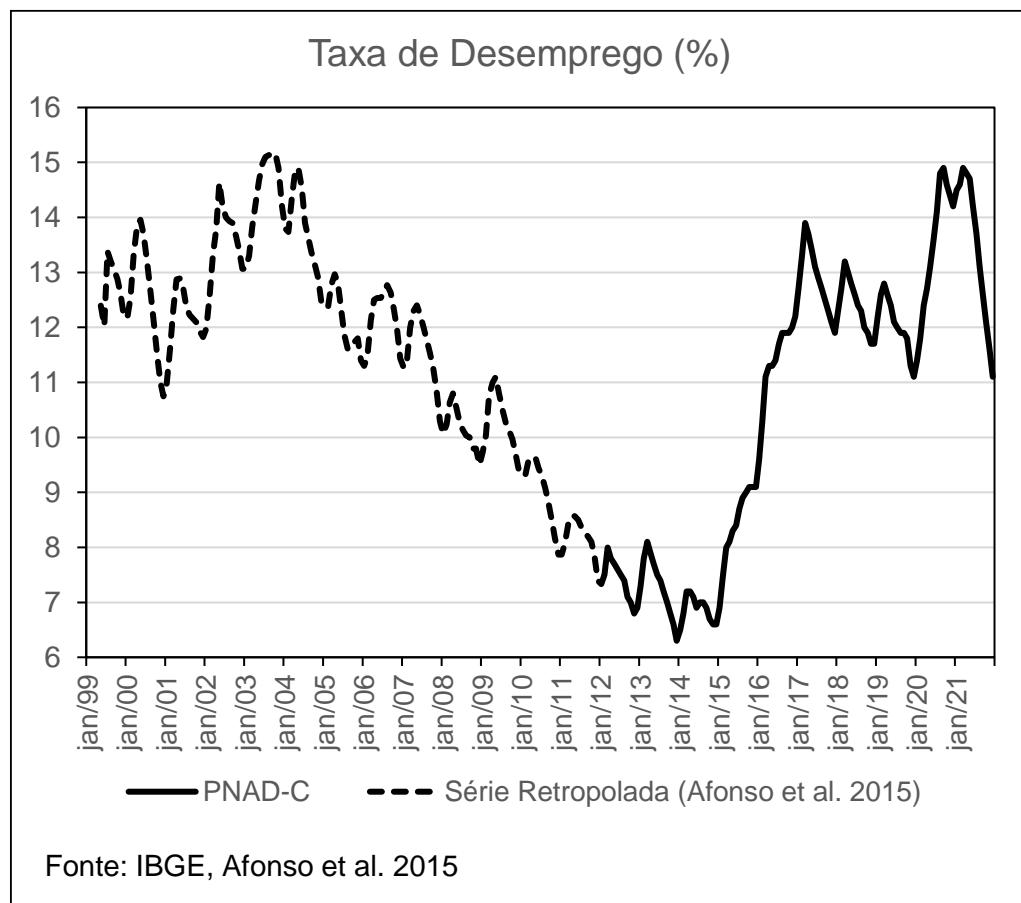
inflação e PIB da Pesquisa Focus, divulgada semanalmente com periodicidade diária.

Para as variáveis da economia real, foram utilizados os índices do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de inflação (IPCA) e produção industrial mensal (PIM-PF), ambos com ajuste sazonal e periodicidade mensal. Além desses dois indicadores, também foi utilizada como medida de desemprego a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios – Contínua (PNAD-C). Essa série de desemprego têm início em março de 2012, e para construir as estimativas com mais observações a série foi encadeada com a retropulação de Afonso et al. (2015) para meses anteriores a 2012, como na Figura 1.

O modelo que estima a surpresa do mercado utiliza dados de contratos Swap (Pré x CDI) com vencimento em 21 dias úteis, adquiridos a partir da Bloomberg. O termo que representa o CDI acumulado no mês têm como fonte o Sistema Gerador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil.

Como variável de controle e de acordo com a literatura, foi utilizado o IC-Br – Índice de commodities Brasil, com periodicidade mensal e calculado pelo Banco Central. O índice foi concebido com a finalidade de ser a melhor proxy de commodities que impactam na inflação do país, e a finalidade de utilizá-lo como variável é controlar a dinâmica inflacionária para diminuir o price-puzzle nas IRFs de inflação.

FIGURA 1 - TAXA DE DESEMPREGO RETROPOLADA E PNAD-C IBGE



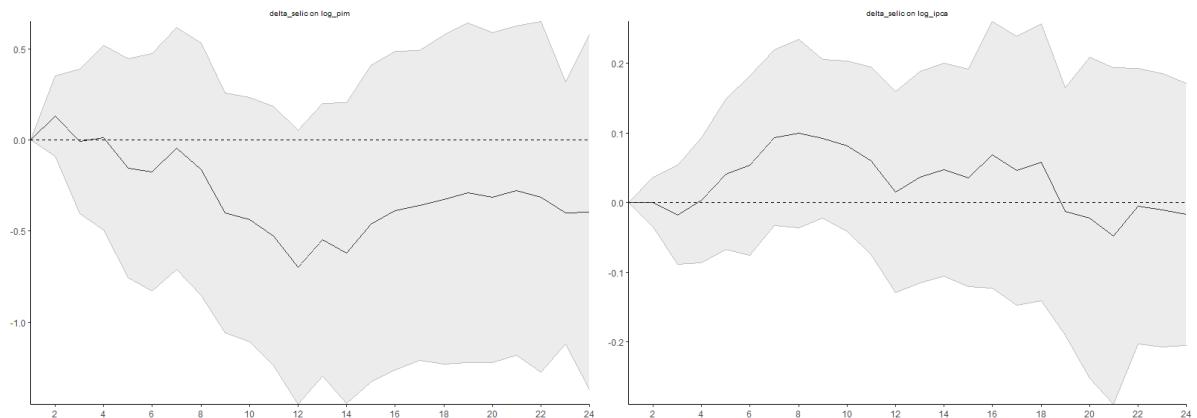
## **4      RESULTADOS**

## 4 RESULTADOS

As trajetórias dos indicadores representadas pelas *IRFs* são o efeito acumulado após um choque positivo de 0.50 ponto percentual em nossa medida estimada de choque ou da Selic no caso do modelo de *policy propensity score*, e estão na métrica de variação percentual multiplicada por 100.

As *IRFs* calculadas para o modelo sem identificação de choque, *i.e.*, considerando o efeito completo das variações da taxa Meta Selic, não apresentou efeitos estatisticamente significantes ao nível de 95% para a produção industrial, e o efeito acumulado atinge o máximo negativo 12 meses após o choque, como indica a Figura 2. Para o IPCA, a dinâmica de preços também não apresentou valores significantes, e durante os primeiros 12 meses após o choque indicou trajetória altista para inflação.

FIGURA 2 - EFEITO DE UM CHOQUE DA SELIC SOBRE LOGARÍTMO DA PIM E IPCA



Fonte: Elaboração própria

A regressão que simula a função de reação do BCB baseada em uma regra de Taylor, apresentada na Tabela 1 indica coeficientes estatisticamente significantes para a variação da taxa meta Selic do período anterior, o desemprego, câmbio e para o Índice de Incerteza da FGV. Contrário a literatura usual para o Brasil, o desvio em relação a meta de inflação não apresentou significância estatística, além de apresentar coeficiente baixo quando comparado com as outras variáveis explicativas. Isso pode ser explicado pelo alto coeficiente relacionado ao câmbio,

que é significativo ao nível de 99% e pode estar relacionado com a inflação importada por meio de preços internacionais de commodities, por exemplo. A regressão indica que o Banco Central realiza ciclos de ajuste monetário persistentes, devido ao alto coeficiente relacionado a defasagem da variação da Meta Selic. Além disso, como esperado, o Índice de Incerteza aparenta ser um bom controle para momentos de estresse político e econômico, significante ao nível de 90%, mas com coeficiente baixo em relação aos demais.

TABELA 1 - REGRESSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA SELIC CONTRA FUNÇÃO DE REAÇÃO – REGRA DE TAYLOR

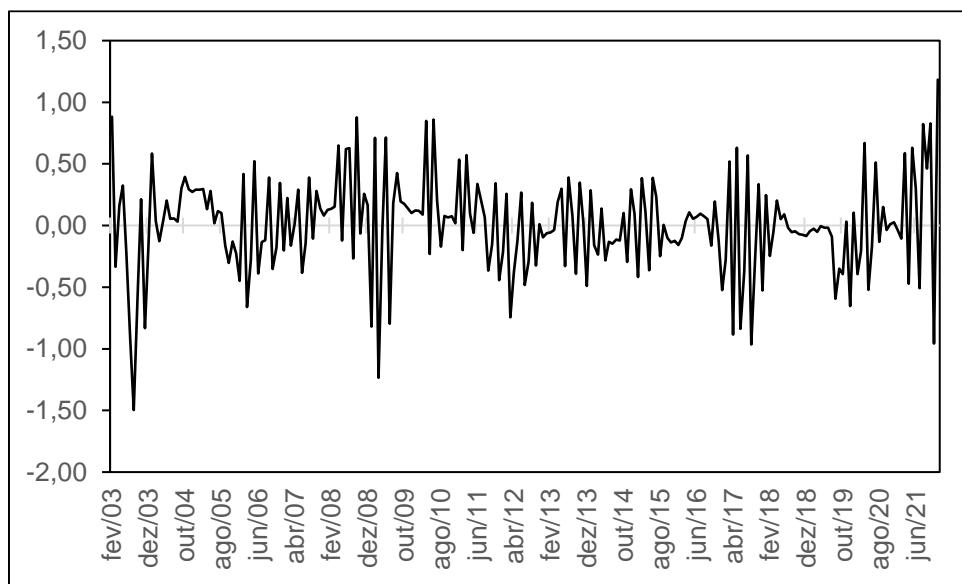
<i>Dependent variable:</i>	
	delta_selic
delta_selic_t_1	0.492 *** (0.058)
desvio_meta	-0.007 (0.009)
desemprego	-0.045 *** (0.010)
cambio	0.183 *** (0.042)
IIE_FGV	-0.008 *** (0.002)
Observations	227
R <sup>2</sup>	0.395
Adjusted R <sup>2</sup>	0.381
Residual Std. Error	0.393 (df = 222)
F Statistic	28.998 *** (df = 5; 222)
<i>Note:</i> * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01	

Fonte: Elaboração própria

Ao extrair os resíduos da regressão, obtém-se a primeira estimativa de choque, representado na Figura 3. Com esses valores, obtemos as IRFs utilizando as projeções locais de Jordà (2005), representados na Figura 4. Em relação a

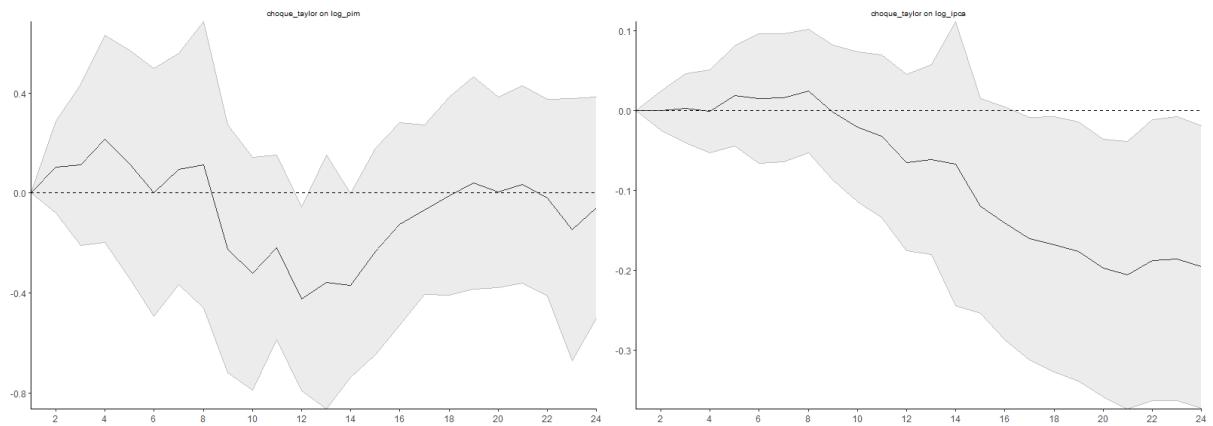
produção industrial, o máximo da queda acumulada do índice acontece 12 meses após um choque positivo da taxa Selic, de cerca de -0,40 pontos percentuais e com significância estatística. Em relação ao IPCA, a *IRF* não apresentou evidências de *price-puzzle*, e a trajetória acumula uma queda do índice de preços que atinge o máximo 22 mese após o choque, de cerca de -0,20 pontos percentuais, com valores estatisticamente significantes..

FIGURA 3 - RESÍDUOS DA REGRESSÃO COM REGRA DE TAYLOR



Fonte: Elaboração própria

FIGURA 4 - IRFS COM IDENTIFICAÇÃO – REGRA DE TAYLOR – EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE A PIM E O IPCA



Fonte: Elaboração própria

A identificação de choque utilizando o método de Romer & Romer (2004) está representado na Tabela 2. As variáveis relacionadas as expectativas de inflação, tanto a contemporânea quanto a variação da projeção, apresentam coeficientes positivos, o que sugere persistência do Banco Central em aumentar a taxa de juros para controlar expectativas elevadas e crescentes de inflação, mas somente o nível da projeção para os próximos 12 meses tem relevância estatística. Em relação ao PIB, o coeficiente relacionado a projeção dos próximos 12 meses é positivo e significante, o que indica disposição do BCB a subir juros quando a atividade cresce aquém do nível potencial .

TABELA 2 - REGRESSÃO DA VARIAÇÃO DA TAXA SELIC CONTRA FUNÇÃO DE REAÇÃO – ROMER & ROMER (2004)

<i>Dependent variable:</i>	
	delta_selic
selic_t_1	-0.058*** (0.008)
proj_ipca_12m	0.231*** (0.030)
proj_pib_12m	0.053*** (0.018)
delta_proj_ipca	0.110 (0.156)
delta_proj_pib	-0.118 (0.090)
Constant	-0.694*** (0.140)
Observations	228
R <sup>2</sup>	0.292
Adjusted R <sup>2</sup>	0.276
Residual Std. Error	0.422 (df = 222)
F Statistic	18.309*** (df = 5; 222)

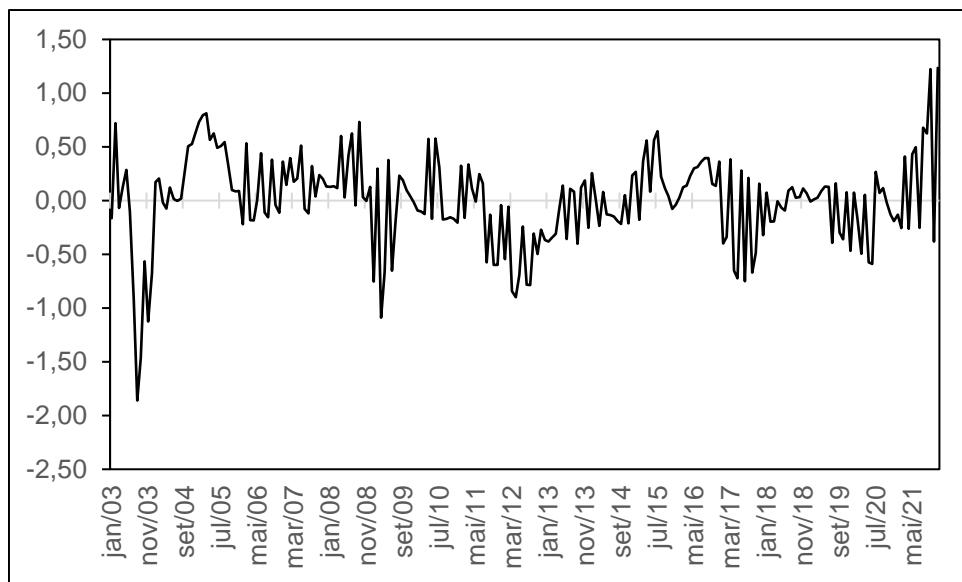
*Note:* \* p<0.1; \*\* p<0.05; \*\*\* p<0.01

*Fonte: Elaboração própria*

A Figura 5 representa os choques estimados a partir da regressão de Romer & Romer para economia brasileira. AS IRFs estão representadas na Figura 6. A reposta do logarítmico da produção industrial atinge o máximo negativo um pouco antes das IRFs apresentadas anteriormente, cerca de 10 meses após o choque

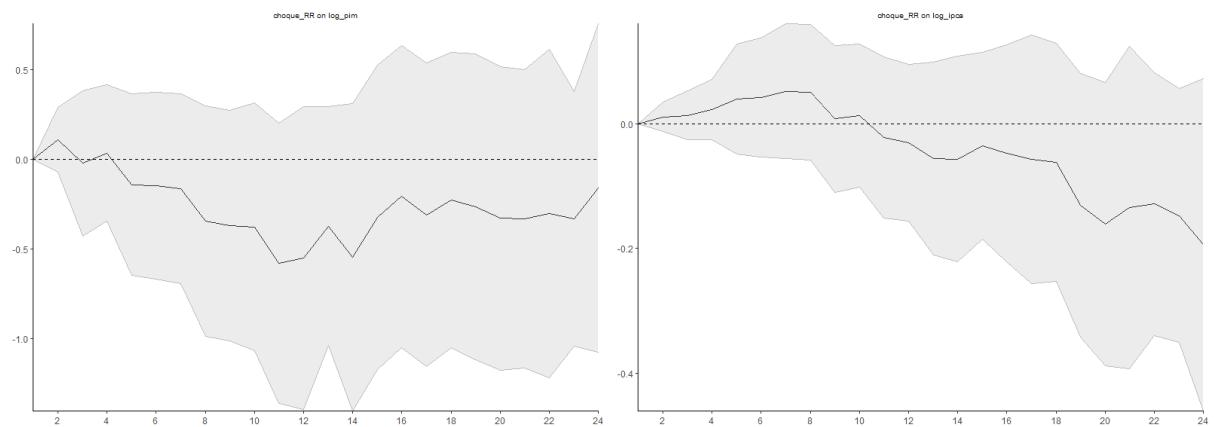
positivo da taxa Selic, mas não apresenta significância estatística dentro do horizonte estimado. Em relação ao IPCA, o formato da trajetória é similar ao estimado pela identificação de choques utilizando o modelo com regra de Taylor, mas não apresentou valores estatisticamente significantes. O efeito acumulado atinge o mínimo 24 meses após o choque, de cerca de -0,20 pontos percentuais.

FIGURA 5 - CHOQUES MONETÁRIOS ESTIMADOS – ROMER & ROMER (2004)



Fonte: Elaboração própria

FIGURA 6 - IRFS COM IDENTIFICAÇÃO – ROMER & ROMER (2004) – EFEITO DE UM CHOQUE MONETÁRIO SOBRE A PIM E IPCA



Fonte: Elaboração própria

O modelo *probit ordenado* utilizado para estimar as probabilidades de mudanças da política monetária do Banco Central está descrito na tabela 3. Apresentaram significância estatística as variáveis de surpresa do mercado, e as defasagens da Taxa Selic, sua variação e do IPCA, todas com coeficientes positivos, i.e, incrementos das expectativas do mercado, de surpresas inflacionárias e de ações passadas do banco central aumentam a probabilidade de um aumento da taxa de juros.

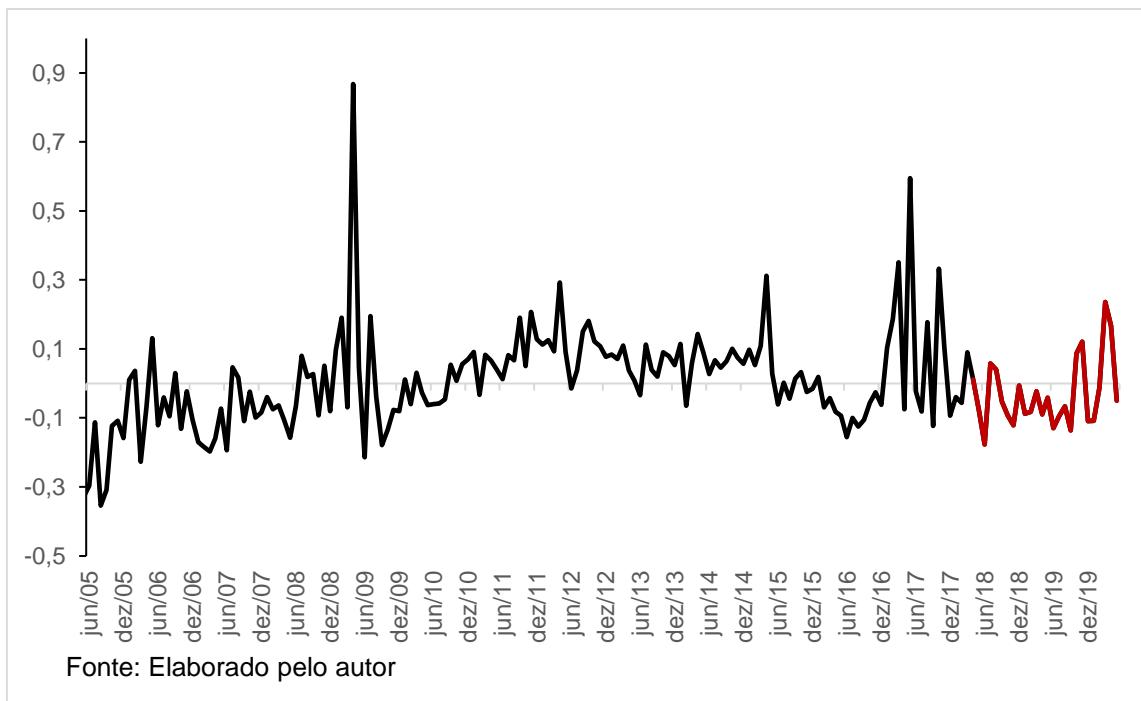
A ponderação estimada pelo *policy propensity score* ( $\delta_{t,j}$ ) está representada na figura 7, e a linha vermelha representa a janela utilizada para estimação dos efeitos causais.

TABELA 3 - ORDERED PROBIT PARA ESTIMAÇÃO DO POLICY PROPENSITY SCORE

<i>Dependent variable:</i>	
	ord_prob
fut_DI	1.950*** (0.435)
delta_selic_t_1	1.136*** (0.180)
selic_t_1	-0.027* (0.015)
ipca_t_1	1.316*** (0.282)
ipca_t_2	0.170 (0.255)
unemp_t_1	-0.113 (0.300)
unemp_t_2	-0.086 (0.297)
Observations	256

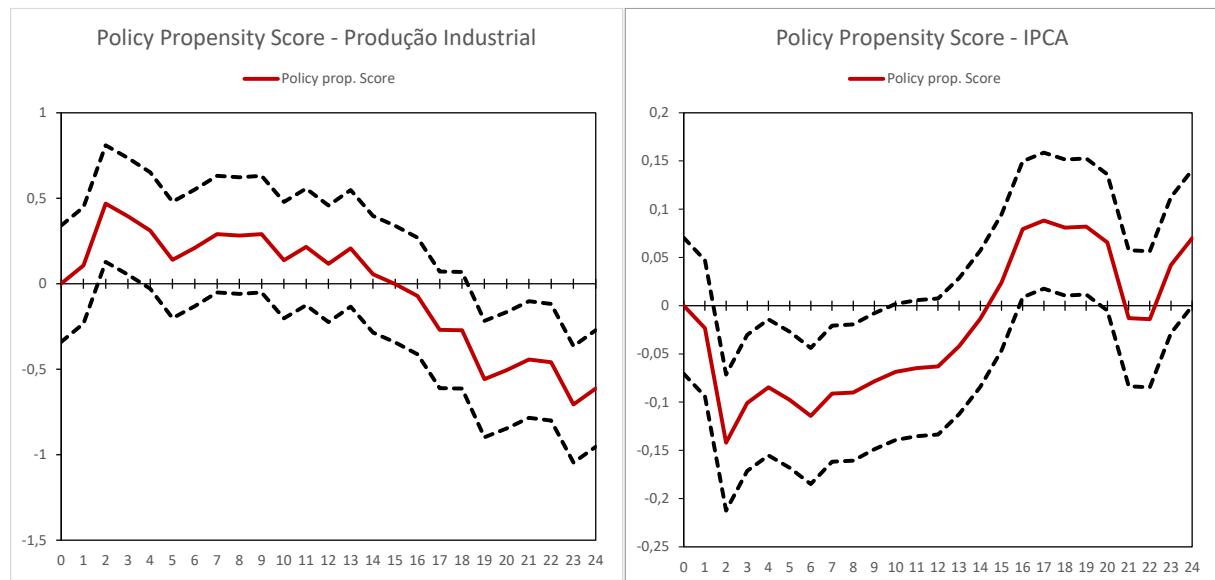
*Note:* \*  $p < 0.1$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\*  $p < 0.01$

*Fonte: Elaboração própria*

FIGURA 7 - PESOS ESTIMADOS PELO POLICY PROPENSITY SCORE ( $\delta$ )

As IRFs estimadas pelo modelo estão representadas na figura 8, e representam o impacto acumulado dos índices após um choque de 0,50 pontos percentuais na selic em variação, multiplicado por 100, com a finalidade de facilitar a visualização. As linhas pontilhadas representam apenas a medida de dois desvios-padrão da série estimada, não caracterizando o intervalo de confiança. Na função impulso-resposta referente ao IPCA não foi identificado *price-puzzle*, e há efeito negativo do choque da Selic até 13 meses após o choque, atingindo o máximo negativo logo no segundo mês, e o resultado acumulado ao longo de 24 meses é de cerca de 0,07 pontos percentuais. A trajetória para a produção industrial apresenta uma alta logo após o impulso, que perde força e entra em território negativo a partir do 16º mês, acumulando cerca de 0,60 pontos percentuais de queda do índice após 24 meses, resultado similar ao encontrado por AJK (2018)

FIGURA 8 - IRFS DO POLICY PROPENSITY SCORE – EFEITO ESTIMADO SOBRE A PIM E IPCA



Fonte: Elaboração própria

## 5 CONCLUSÕES

## 5 CONCLUSÕES

Ao estimar as *IRFs* para o logarítmico da produção industrial, todos os modelos convergiram para um efeito negativo frente a um choque monetário contracionista, com o máximo de queda cerca de 12 meses após o choque, exceto o modelo de *policy propensity score*, que continuou acumulando quedas até o final do horizonte de estimação. Apenas o modelo que utiliza a regra de Taylor para identificar os choques apresentou valores estatisticamente significantes. Esse resultado vai de encontro com a literatura abordada anteriormente, como em Romer & Romer (2004). Da Costa Filho (2017) estimou efeitos diferentes dado um choque contracionista. As *IRFs* estimadas pelo autor indicaram um efeito de menor intensidade do indicador de atividade ao longo da janela de estimação utilizando os dados da Pesquisa Focus. Isso pode ser explicado pela divergência de escolhas em relação ao indicador utilizado, enquanto Da Costa Filho utilizou o PIB trimestral, este artigo optou pela série mensal de produção industrial, e o mecanismo de transmissão da política monetária para os indicadores pode destoar. O efeito acumulado do modelo de *policy propensity score* é próximo ao encontrado por AJK (2018) 24 meses após o choque, de cerca de 0,60% negativo.

Em relação ao efeito do choque monetário sobre o logarítmico do IPCA, os resultados foram similares entre os modelos que identificaram o choque a partir da estimativa da função de reação do BCB. Tanto no modelo que utiliza uma regra de Taylor quanto na identificação de choques baseada em Romer & Romer (2004) o efeito sobre o índice de preços possui trajetória negativamente inclinada, com o máximo de efeito negativo próximo ao final do horizonte de estimação da *IRF*, e em nenhum deles foram apontadas evidências de *price-puzzle*. O impacto encontrado é de cerca de -0,20 pontos percentuais 24 meses após o choque, valor intermediário entre o encontrado por Romer & Romer (2004), cerca de -1,0%, e Da Costa Filho (2017). Somente no modelo que utiliza a função de reação baseada em Taylor (1993) e Barbosa et al. (2016) houve quedas no índice com significância estatística a partir de 16 meses do choque. O modelo de *policy propensity score* não apresentou evidência de *price-puzzle*, e aponta um máximo de queda do índice apenas 2 meses após o choque, de cerca de -0,15%. Ao longo do horizonte estimado o impacto

negativo se diluí, e 24 meses após o choque o efeito acumulado é de aproximadamente +0,06%

Seguindo a literatura indicada, os efeitos da política monetária aparentam ter um mecanismo de transmissão mais rápido e consistente para a produção industrial do que para os preços da economia, e os arcabouços utilizados para identificar choques monetários parecem ter ganhos similares entre si. Esse resultado é compreensível dado que as expectativas de mercado, capturadas pela pesquisa Focus, também levam em consideração as variáveis utilizadas para estimar a regra de Taylor. O modelo de *policy propensity score* indicou efeitos de menor magnitude para a produção industrial e para o índice de preços, e ainda não possuí, no momento que este artigo foi concebido, um comparativo para economia brasileira. Todavia, seus resultados foram similares aos encontrados por AJK (2018) e foram como esperado pela literatura usual de efeitos de choques monetários.

## 6 REFERÊNCIAS

AFONSO, Sergio; ALVES, Lago; FASOLO, Angelo Marsiglia. Not Just Another Mixed Frequency Paper. *[S. l.], 2015.*

ANGRIST, Joshua D.; JORDÀ, Òscar; KUERSTEINER, Guido M. Semiparametric Estimates of Monetary Policy Effects: String Theory Revisited. **Journal of Business and Economic Statistics**, *[S. l.], v. 36, n. 3, p. 371–387, 2018.* DOI: 10.1080/07350015.2016.1204919.

ANGRIST, Joshua D.; KUERSTEINER, Guido M. Causal effects of monetary shocks: Semiparametric conditional independence tests with a multinomial propensity score. **Review of Economics and Statistics**, *[S. l.], v. 93, n. 3, p. 725–747, 2011.* DOI: 10.1162/REST\_a\_00109.

BARBOSA, Fernando de Holanda; CAMÊLO, Felipe Diogo; JOÃO, Igor Custodio. A taxa de juros natural e a regra de taylor no Brasil: 2003-2015. **Revista Brasileira de Economia**, *[S. l.], v. 70, n. 4, p. 399–417, 2016.* DOI: 10.5935/0034-7140.20160021.

BERNANKE, Ben S.; BLINDER, Alan S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, *[S. l.], v. 82, n. 4, p. 901–921, 1992.* DOI: 10.2307/2117350.

BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, *[S. l.], v. 113, n. 3, p. 868–902, 1998.* DOI: 10.1162/003355398555775.

CÉSPEDES, Brisne; LIMA, Elcyon; MAKÀ, Alexis. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: Stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, *[S. l.], v. 62, n. 2, p. 123–160, 2008.* DOI: 10.1590/S0034-71402008000200001.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Chapter 2

---

Monetary policy shocks: What have we learned and to what end? **Handbook of Macroeconomics**, [S. I.], v. 1, n. PART A, p. 65–148, 1999. DOI: 10.1016/S1574-0048(99)01005-8.

DA COSTA FILHO, Adonias Evaristo. **Monetary policy in Brazil: Evidence from new measures of monetary shocks**. [s.l: s.n.]. v. 47 DOI: 10.1590/0101-416147232aefc.

EICHENBAUM, Martin. “Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy”. by Christopher Sims. **European Economic Review**, [S. I.], v. 36, n. 5, p. 1001–1011, 1992. DOI: 10.1016/0014-2921(92)90042-U.

FAUST, Jon; LEEPER, Eric M. When do long-run identifying restrictions give reliable results? **Journal of Business and Economic Statistics**, [S. I.], v. 15, n. 3, p. 345–353, 1997. DOI: 10.1080/07350015.1997.10524712.

HAMILTON, James D.; JORDÀ, Òscar. A model of the federal funds rate target. **Journal of Political Economy**, [S. I.], v. 110, n. 5, p. 1135–1167, 2002. DOI: 10.1086/341872.

JORDÀ, Òscar. Estimation and inference of impulse responses by local projections. **American Economic Review**, [S. I.], v. 95, n. 1, p. 161–182, 2005. DOI: 10.1257/0002828053828518.

JORDÀ, Òscar; TAYLOR, Alan M. FEDERAL RESERVE BANK OF SAN FRANCISCO The Time for Austerity: Estimating the Average Treatment Effect of Fiscal Policy Federal Reserve Bank of San Francisco and University of California , Davis September 2013 Working Paper 2013-25 The views in this paper. [S. I.], n. September 2013, 2013.

JUDD, John P.; RUDEBUSCH, Glenn D. Taylor's Rule and the Fed. **Handbook of Monetary Policy**, [S. I.], n. 1986, p. 961–980, 2020. DOI: 10.4324/9780429270949-79.

PIAZZESI, Monika. Bond yields and the federal reserve. **Journal of Political Economy**, [S. I.], v. 113, n. 2, p. 311–344, 2005. DOI: 10.1086/427466.

ROSENBAUM, Paul R.; RUBIN, Donald B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Matched Sampling for Causal Effects**, [S. I.], n. 1083, p. 170–184, 2006. DOI: 10.1017/CBO9780511810725.016.

ROTEMBERG, Julio J.; WOODFORD, Michael. Econometric An Optimization-Based the Evaluation Framework of for Monetary Policy. **NBER Macroeconomics Annual**, [S. I.], v. 12, n. 1997, p. 297–346, 1997.

SCOTTI, Chiara. A bivariate model of Federal Reserve and ECB main policy rates. **International Journal of Central Banking**, [S. I.], v. 7, n. 3, p. 37–78, 2011.

SIMS, Christopher A. Money , Income , and Causality Christopher A . Sims. **The American Economic Review**, [S. I.], v. 62, n. 4, p. 540–552, 1972.

SIMS, Christopher A. Interpreting the macroeconomic time series facts. The effects of monetary policy. **European Economic Review**, [S. I.], v. 36, n. 5, p. 975–1000, 1992. DOI: 10.1016/0014-2921(92)90041-T.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy**, [S. I.], v. 39, n. C, p. 195–214, 1993. DOI: 10.1016/0167-2231(93)90009-L.