INSPER: INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA
PROGRAMA DE MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA

JULIANO FERREIRA NETO

EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM DE ALTA FREQUÊNCIA

SÃO PAULO - SP

2022

JULIANO FERREIRA NETO

EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM DE ALTA FREQUÊNCIA

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia, Política Monetária.

Orientador: Prof. Dr. Miguel Bandeira

SÃO PAULO - SP

2022

Ferreira Neto, Juliano

Efeitos de Política Monetários no Brasil: uma abordagem de alta frequência. /Juliano Ferreira Neto. – São Paulo, 2022.

Dissertação (Mestrado Profissional em Economia) - Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Miguel Bandeira

1. Macroeconomia. 2. Política Monetária. 3. Choques Monetários. 4. Abordagem Alta Frequência.

JULIANO FERREIRA NETO

EFEITOS DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL: UMA ABORDAGEM DE ALTA FREQUÊNCIA

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia do Insper – Instituto de Ensino e Pesquisa como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Macroeconomia, Política Monetária.

Orientador: Prof. Dr. Miguel Bandeira

Data de Aprovação: ____/____/____

_____

Prof. Dr. Miguel Bandeira

Insper

_____

Prof. Dr. Diogo Abry Guillén

Insper

_____

Prof. Dr. Carlos Viana de Carvalho

Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro

SÃO PAULO - SP

2022

Agradecimentos

À Renata e Cecília.

Resumo

O presente trabalho traz evidências de que mudanças em alta frequência no mercado de juros futuros ao redor das decisões do COPOM são um importante instrumento para identificação de efeitos de política monetária para inflação e atividade no Brasil. Com base em uma abordagem híbrida, uma série de choques monetários identificada por HFI é inserida como instrumento externo em um VAR estrutural (Proxy-SVAR). Os efeitos de surpresa monetária nas variáveis macro se diferenciam de métodos tradicionais, como decomposição de Cholesky. A mesma série de choques é submetida ao método de projeção local, apresentando funções-resposta semelhantes. Também é testada no Proxy-SVAR uma série de choques identificada pelo método narrativo, provando esta ser uma metodologia importante para o estudo de efeitos monetários para o Brasil.

Palavras-chave: 1. Macroeconomia. 2. Política Monetária. 3. Choques Monetários 4. Abordagem Alta Frequência

Abstract

The work herein provides evidence that High-frequency changes in interest rates futures market around the COPOM rate decisions are an important tool for identifying the effects of monetary policy on macroeconomic factors like inflation and activity in Brazil. We apply a hybrid approach where the series of monetary shocks identified by HFI and in comply with the specificities of the Brazilian market is used as an external instrument in a structural VAR (Proxy-SVAR). Monetary surprise effects on macro variables differ from traditional methods such as Cholesky decomposition. The same shock series is submitted to a local projection forecast, presenting similar response functions. A series of monetary shocks constructed by the narrative method is also tested on the Proxy-SVAR, proving this to be an important methodology for the study of monetary effects in Brazil.

Keyword: 1. Macroeconomics. 2. Monetary Policy. 3. Monetary Shocks 4. HFI

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO 4
2. METODOLOGIA 9
2.1 ARCABOUÇO ECONOMÉTRICO 9
2.2 UM MODELO SIMPLES DE SURPRESA MONETÁRIA 11
2.3 A ESCOLHA DO INSTRUMENTO PARA O CASO BRASILEIRO 14
2.4 DADOS E CONSTRUÇÃO DO VAR 20
3. RESULTADOS 24
3.1 VERIFICANDO A CONSISTÊNCIA DO INDICADOR DE SURPRESA 24
3.2 FORÇA DO INSTRUMENTO EXTERNO 25
3.3 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA DO VAR BASELINE 27
3.3 VAR ALTERNATIVO 30
4. EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ 32
4.1 VARIAÇÕES DO INSTRUMENTO DF1 32
4.2 INSTRUMENTO NARRATIVO 33
4.3 PROJEÇÃO LOCAL 35
5. CONCLUSÕES 36
APÊNDICE 1 – INDICADOR DE CONDIÇÕES FINANCEIRAS 37
APÊNDICE 2 – POLITICAL UNCERTAINTY INDEX 38
REFERÊNCIAS 40

1. INTRODUÇÃO

Métodos de identificação de choques monetários, assim como sua desagregação entre instrumentos convencionais e não convencionais de política, são temas recorrentes na literatura acadêmica para verificar empiricamente a não-neutralidade monetária. De uma forma simples, podemos dizer que o estudo de choques monetários envolve verificar o efeito causal de política, investigando o efeito isolado de mudanças não esperadas dos instrumentos, controlando pela variação nos fundamentos econômicos aos quais a política em si responde de forma endógena.

O presente trabalho visa estimar empiricamente os efeitos dinâmicos de política monetária no Brasil, explorando a identificação de instrumento externo construído pelo método de alta-frequência ("*High-Frequency Identification*"). A série de choques encontrada é inserida como instrumento externo em um VAR estrutural (Proxy-SVAR) onde são analisadas as funções impulso-resposta de uma inovação contracionista no indicador de política sobre variáveis como inflação e atividade.

Na primeira parte do estudo será detalhado o arcabouço econométrico da metodologia Proxy-SVAR, método que mistura dados econômicos e variáveis financeiras e que receberá a série de choques como instrumento externo, gerando as funções impulso-resposta.

Em seguida é definido um modelo simples teórico de função reação de um Banco Central, para que se possa estabelecer o conceito de 'surpresa monetária' e como ela pode ser extraída a partir dos preços de ativos financeiros.

Após isso, são discutidos aspectos institucionais relevantes que demandam flexibilizações na aplicação do método de alta frequência para o caso brasileiro. O problema de divulgação da decisão do COPOM somente após o fechamento dos mercados, por exemplo, é superado ao se usar o fechamento do DI Futuro da B3 no dia do COPOM e compará-lo com o preço de abertura do mesmo DI no dia posterior à decisão, após aplicar o procedimento de taxa forward. Testes foram feitos para se certificar que nada durante o *overnight* afetou o preço deste ativo, com resultados corroborando a tese de que o ativo escolhido possui ortogonalidade com os resíduos e não está correlacionado com outros fatores.

A medida de DI Surprise foi feita para todas as reuniões do COPOM, entre janeiro de 2003 e julho de 2022, chegando a um total de 157 reuniões analisadas (excluindo feriados). Foram identificados 19 choques expansionistas (queda inesperada do indicador de política) e 9 choques contracionistas (alta inesperada). A série de choques passou por testes de validade e robustez que provaram sua força como instrumento externo.

Os resultados apontam que um choque contracionista de +100bps na taxa Selic provoca um efeito negativo estatisticamente significativo acumulado entre -5.08% e -1.05% na inflação (IPCA headline com ajuste sazonal), dependendo da especificação do VAR usado no exercício. No presente estudo foram feitos 3 variações de modelos. Para o produto (Produção Industrial com ajuste sazonal), o impacto encontrado variou de -9.8% a -1.4% a depender do conjunto de variáveis.

Este trabalho possui duas contribuições principais: (i) formaliza, de forma mais detalhada e técnica, a construção de uma série de choques monetários identificada pelo método de alta frequência, e; (ii) é o primeiro estudo que se tem notícia que usa a abordagem Proxy-SVAR para estimar empiricamente os efeitos dinâmicos de política monetária no Brasil.

Contribuição para a literatura – O método de identificação em alta frequência já é bastante difundido na literatura econômica. Cook e Hahn (1989), por exemplo, realizaram um estudo de caso observando as mudanças nas taxas de juros do FED nos dias de decisão do FOMC e seus efeitos sobre a curva de juros soberana nos EUA[1]. Kuttner (2001) analisou os impactos das ações de política monetária nos mercados de futuros de Federal Funds, mas desta vez evoluindo ao separar os movimentos "antecipados" dos "não antecipados" pelos agentes[2]. Bagliano e Favero (1998) adotam a metodologia empregada em Rudebusch (1996), em que os choques são derivados da diferença entre o Fed Funds rate no mês t e o que apontavam os contratos futuros com prazo de 30 dias no mês t-1. Os autores repetem o exercício em 1999, tentando mapear choques de política monetária através dos mercados futuros de Eurodollar e de uma medida de *implied forward rate*[3]. Cochrane e Piazzesi (2002) dão um passo além ao captar movimentos intradiáros dos futuros de Fed Funds nos dias que antecedem a decisão do FOMC, até o fechamento do mercado no dia da decisão. Faust, Swanson e Wright (2004) usaram os mercados futuros para ajudar na identificação estrutural de modelos VAR tradicionais de mais baixa frequência[4]. Gürkaynak, Sack e Swanson (2005) encontraram evidências de que a parte longa da curva de juros reage de forma significativa às surpresas de política monetária quando derivadas dos dados de alta-frequência. Piazzesi e Swanson (2008)

[1] Os resultados mostraram que toda curva de juros era impactada pela FFR de forma positiva, sendo que os efeitos sobre os contratos mais curtos eram maiores do que os efeitos nos contratos mais longos.

[2] O autor encontra evidências de que a reação a movimentos não antecipados é maior e mais significativa do que a de movimentos antecipados de política monetária, justamente por conta da natureza forward-looking do mercado de Bonds. Os resultados foram corroborados por outro estudo empírico feito por Wu (2005).

[3] metodologia de extração foi implementada em Svensson (1994) e Soderling e Svensson (1997), onde se deriva uma taxa de juros futuros instantânea a partir de uma estimação de curva zero-cupom.

[4] Eles primeiro montam uma função impulso-resposta de Fed Funds rate ao choque de política diretamente usando os dados dos mercados futuros, e depois pegam um modelo VAR padrão e impõem que a função-resposta seja a mesma daquela medida usando apenas os dados dos mercados futuros.

reproduzem as medidas de choque monetário de Rudebusch (1996) e Kuttner (2001), porém ajustando os futuros de Fed Funds por um termo de Prêmio de Risco variante no tempo[5]. Outros *papers* como Hanson e Stein (2012) e Nakamura e Steinsson (2013) usam HFI para investigar o impacto de surpresas de política monetária na curva real de juros[6].

Gertler e Karadi (2015) inovaram ao adotar uma abordagem híbrida que combina a análise de Vetor Autorregressivo conjuntamente com a identificação de alta frequência de efeitos de surpresa de política monetária nas taxas de juros americanas. O presente estudo usou a mesma abordagem híbrida, chamada Proxy-SVAR, porém, se diferenciando ao buscar uma alternativa à janela temporal fixa de 30 minutos ao redor da decisão de política que os autores usam, uma vez que aspectos institucionais específicos ao Brasil impedem adotar metodologia semelhante.

Miranda-Agrippino e Ricco (2017) avançaram ainda mais ao contabilizar efeitos antecipados que estão presentes nos instrumentos como os estudados por Gertler e Karadi. Nakamura e Steinsson (2018) também adotam a mesma janela temporal para aferir respostas nas taxas reais de juros, expectativa de inflação e expectativa de crescimento do PIB para provar a não-neutralidade monetária[7].

Jarocinski e Karadi (2018) formalizam a separação entre choques de política monetária e choques de informação do Federal Reserve e encontram evidências fortes de que tais choques possuem impactos distintos nas variáveis econômicas, elevando a importância da comunicação como instrumento de política. Bu, Wu e Rogers (2019) encontram resultados muito semelhantes do papel da comunicação (ie, choque de informação), mas através de um modelo de base heterocedástica de mínimos quadrados parciais.

Em *paper* recente, Bauer e Swanson (2022) buscaram superar críticas feitas ao uso do método de identificação em alta frequência[8] através do aumento na amostra de eventos de

[5] Os autores encontraram evidências de que este ajuste melhora o poder de previsão do modelo, uma vez que a forma tradicional de extrair essa previsão a partir dos futuros de Fed Funds é contaminada pelo prêmio de risco e que esta contaminação é eliminada quando se analisa tais variações o mais próximo possível dos dias das decisões do FOMC.

[6] Enquanto o primeiro enfatiza a resposta no *term premia*, o segundo usa estudo de caso para identificar parâmetros em um modelo Novo-Keynesiano de pequeno porte.

[7] A inovação dos autores foi criar um modelo no qual os anúncios de política monetária do FED afetam as expectativas não somente sobre o futuro da política monetária, mas também de outras variáveis econômicas.

[8] Críticos do uso do HFI questionam a exogeneidade e a relevância dessas surpresas monetárias como instrumentos, uma vez que essas surpresas seriam supostamente correlacionadas com dados macroeconômicos e financeiros que se tornam públicos antes das decisões do FOMC. É o caso de autores como Cieslak (2018), Miranda-Agrippino and Ricco (2021), e Bauer e Swanson (2021).

comunicação e explicando a previsibilidade das surpresas de política, relacionando-as com dados macro e financeiros que antecederam as decisões, chegando a resultados interessantes.[9]

Para Brasil, a investigação de choques monetários começou a se intensificar apenas na década de 2010, com alguns poucos trabalhos publicados antes desse período. Importante separar a literatura nacional neste tema em dois grupos. O primeiro, de autores que buscaram identificar os impactos de choques monetários sobre preços de ativos. O segundo, de autores que decidiram investigar os efeitos sobre variáveis macro, como inflação e atividade, e impactos sobre a própria política monetária.

No primeiro grupo destacam-se os trabalhos de Tabak (2004), que examinou os efeitos das mudanças nas taxas curtas de juros na estrutura a termo em dias de COPOM, no período entre 1996 e 2001, de Oliveira e Ramos (2011), que usaram o DI Futuro para identificar choques, encontrando evidências de que o mercado, ao menos parcialmente, antecipa decisões de juros, de Garcia, Medeiros e Santos (2015), que analisaram o impacto de anúncios macroeconômicos em geral (não somente monetários) nos preços de ativos locais[10], e Amarante (2015) que encontrou evidência empírica de que a forma como a curva de juros responde à surpresa de política monetária mudou no período de 2011-2015 em comparação com o período 2000-2010, através de um VAR identificado de forma recursiva.

No segundo grupo temos o trabalho de Vieira e Gonçalves (2008), que analisaram as consequências de surpresas de política monetária nas medidas de atividade econômica através de um *framework* Neoclássico e Novo-Keynesiano[11], o trabalho de Costa e Filho (2016) que buscou expandir o estudo de Vieira e Gonçalves incluindo não somente novas medidas de choque monetário[12], mas também recorrendo ao uso de modelos VAR tradicionalmente apresentados em *papers* sobre o tema internacionalmente, e o trabalho de Carvalho et al (2013) que identifica choques monetários através dos contratos de Swap PRE-DI de 30 dias e mede o efeito informacional desses choques usando análise de sentimento aplicada aos comunicados do COPOM, verificando a existência de não-linearidade nas respostas.

---

[9] Dois resultados foram encontrados: (i) as estimativas dos efeitos de dados de alta-frequência nos preços dos ativos ficam inalteradas; (ii) os efeitos sobre os dados macroeconômicos se tornam substancialmente maiores e mais significativos do que os estudos anteriores.

[10] Os autores concluem que anúncios macroeconômicos externos (como surpresas de política monetária do FED ou mesmo variações inesperadas dos dados de emprego Non-Farm Payroll) dominam variações das taxas de câmbio e Ibovespa, enquanto anúncios do COPOM e surpresas de IPCA, atingem mais diretamente os preços das taxas de juros futuros (Futuro de DI).

[11] Eles concluem que a parte não-esperada da taxa de juros afeta o comportamento de variáveis como desemprego e atividade industrial, e que suas estimações mostram que o efeito da parte não-esperada da mudança de política monetária é quantitativamente mais relevante do que o da parte esperada.

[12] Como o método narrativo aplicado por Romer e Romer (2014) ou o método de alta-frequência adotado em Barakchian e Crowe (2013).

Modelos VAR com suposição de recursividade mais tradicionais foram empregados para Brasil em *papers* como Minella (2003), Cysne (2004, 2005) e Luporini (2008). Restrições de sinal ao estilo Uhlig (2005) foram empregados em Mendonça et al. (2010) e Bezerra et al. (2014). Modelos VEC foram estimados em Fernandes e Toro (2005), enquanto modelos SVAR foram aplicados em Céspedes et al. (2008). Já modelos FAVAR ao estilo Bernanke et al. (2005) foram empregados em Carvalho e Rossi Júnior (2009) e mais recentemente em Queiroz Ferreira e Mattos (2022).

Não se tem notícia de algum trabalho nacional que imprima o método híbrido de combinação de identificação de choques por alta-frequência, inserindo a série como instrumento externo em um VAR estrutural (Proxy-SVAR). O presente trabalho irá contribuir para a literatura nacional de choques monetários ao empregar uma metodologia pouco usada até então.

O trabalho será dividido da seguinte forma. Na seção 2 descrevo tecnicamente a metodologia aplicada, seu arcabouço teórico e econométrico, discuto os desafios na escolha do indicador e do instrumento de política à luz das particularidades do mercado brasileiro, bem como a definição das variáveis usadas no nosso VAR principal e a aplicação do instrumento externo. Na seção 3 apresento os testes de robustez do instrumento externo e os resultados consolidados e gráficos de impulso-resposta do modelo principal em comparação com métodos tradicionais e concorrentes. Na seção 4 faço diversos testes de robustez, verificando o comportamento de outros instrumentos, como de abordagem narrativa, combinado com indicadores diferentes de política, e consequente verificando a mudança no comportamento dos choques para atividade e inflação. Na seção 5 faço as conclusões finais.

2. METODOLOGIA

2.1 ARCABOUÇO ECONOMÉTRICO

Nosso modelo econométrico será um vetor autorregressivo que mistura dados econômicos e variáveis financeiras. A série de choques identificados via alta-frequência entra como instrumento externo. Este *approach* é chamado de Proxy-SVAR (Mertens, Ravn, 2013, Stock, Watson, 2012). Ele pode ser descrito como um método que "reconcilia os méritos das técnicas de identificação de dados teóricos e empíricos" (Herwatz, Rohloff e Wang, 2022). Este método é difundido na investigação de choques monetários que envolve estudo de caso com preços de ativos financeiros

Seja $\boldsymbol{Y}_t$ um vetor de variáveis econômicas e financeiras, $\boldsymbol{A}$ e $\boldsymbol{C}_j$ $\forall\, j \geq 1$ a matriz de coeficientes, e ε_t o vetor de choques com característica ruído branco. A forma estrutural do VAR é considerada como sendo:

$$\mathbf{A}\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{C}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \varepsilon_t. \tag{1}$$

Multiplicando cada lado da equação por $\boldsymbol{A}^{-1}$, temos a representação da forma reduzida

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{B}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{u}_t, \tag{2}$$

onde $\boldsymbol{u}_t$ é a forma reduzida de choque, dado pela função de choque estrutural:

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{S}\varepsilon_t \tag{3}$$

com $\boldsymbol{B}_j = \boldsymbol{A}^{-1}\boldsymbol{C}_j; \boldsymbol{S} = \boldsymbol{A}^{-1}$. A matriz de variância-covariância da forma reduzida do modelo acaba se igualando a Σ.

$$E[\mathbf{u}_t\mathbf{u}_t'] = E[\mathbf{S}\mathbf{S}'] = \boldsymbol{\Sigma}. \tag{4}$$

Definiremos $Y_t^p \in \boldsymbol{Y}_t$ como sendo o indicador de política, mais especificamente a variável na representação na sua forma estrutural em (1) com variação exógena por conta de sua associação com o choque primitivo de política ε_t^p . Para gerar as funções de impulso-resposta a um choque monetário, precisamos estimar:

$$\mathbf{Y}_t = \sum_{j=1}^{p} \mathbf{B}_j \mathbf{Y}_{t-j} + \mathbf{s}\varepsilon_t^p. \tag{5}$$

Você poderia estimar os coeficientes em cada matriz $\boldsymbol{B}_j$ via mínimos quadrados na forma reduzida do VAR, mas como mesmo com a imposição de algumas restrições[13] para estimar os elementos da coluna **s** (dado que você não precisa estimar todos os coeficientes de **S)** você acabaria tendo estimadores viesados, será necessário recorrer ao instrumento externo para garantir que inovações no indicador de política não tenham impactos contemporâneos nas outras variáveis financeiras.

A metodologia de aplicação de instrumento externo segue o disposto em Stock e Watson (2012) e Mertens e Ravn (2013). Seja $\boldsymbol{Z}_t$ um vetor de variáveis instrumentais e seja ε_t^q um vetor de choque estrutural que não seja o choque de política ε_t^p. Para que $\boldsymbol{Z}_t$ seja um instrumento válido, ele precisa estar correlacionado com ε_t^p, mas ortogonal à ε_t^q, ie, satisfazer as seguintes condições:

(i) $\boldsymbol{Z}_t$ ser *correlacionado* com o choque estrutural subjacente $\varepsilon_t^{p'}$.

$$\mathbb{E}\left[\boldsymbol{Z}_t \varepsilon_t^{p'}\right] = \Phi \neq 0 \tag{6}$$

(ii) $\boldsymbol{Z}_t$ ser *não-correlacionado* em relação a outros choques no sistema

$$\mathbb{E}\left[\boldsymbol{Z}_t \varepsilon_t^{q'}\right] = 0 \tag{7}$$

Para se obter os elementos do vetor **s** na equação (5), primeiro é necessário obter estimativas do vetor de resíduos $\boldsymbol{u}_t$ a partir de uma regressão por MQO no VAR em sua forma reduzida. Depois, defina u_t^p como sendo a forma reduzida dos resíduos a partir da equação com relação ao indicador de política, e $\boldsymbol{u}_t^q$ como a forma reduzida dos resíduos a partir da equação das variáveis $q \neq p$. Adicionalmente, defina $s^q \in \boldsymbol{s}$ como sendo a resposta de u_t^q a uma unidade de incremento no choque de política ε_t^p. Desta forma podemos obter uma estimativa

[13] Até seria possível aplicar restrições temporais, mas como elas são problemáticas quando adicionamos variáveis financeiras no VAR em conjunto com o indicador de política, adicionado ao fato de buscarmos analisar a resposta conjunta de variáveis econômicas e financeiras, acaba sendo necessário recorrer ao uso de instrumentos externos para garantir que inovações no indicador de política não tenham impactos contemporâneos nas outras variáveis financeiras.

da razão $\boldsymbol{S}^q/s^p$ ao regredir $\boldsymbol{u}_t^q$ contra u_t^p via mínimos quadrados em dois estágios, usando $\boldsymbol{Z}_t$ como instrumento.

De forma intuitiva, o primeiro estágio isola a variação da forma reduzida do resíduo do indicador de política que é relacionado ao choque estrutural. Isso é possível ao regredirmos u_t^p com a matriz de variáveis instrumentais $\boldsymbol{Z}_t$ para formar o valor ajustado $\widehat{u_t^p}$. Dado que a variação em $\widehat{u_t^p}$ ocorre apenas por conta de ε_t^p, o segundo estágio da regressão do $\boldsymbol{u}_t^q$ contra $\widehat{u_t^p}$ gera um estimador consistente para $\boldsymbol{S}^q/s^p$.

$$\boldsymbol{u}_t^q = \frac{s^q}{s^p}\widehat{u_t^p} + \xi_t, \tag{8}$$

onde o argumento $\widehat{u_t^p}$ é ortogonal ao termo de erro ξ_t, dada as premissas das equações (6) e (7) em que $\boldsymbol{Z}_t$ é ortogonal à toda estrutura de choques, menos com relação aos choques no indicador de política ε_t^p. Dadas as estimativas para s^p, $\boldsymbol{s}^q$ e $\boldsymbol{B}_j$, podemos usar a equação (5) para produzir as respostas para as surpresas de política monetária.

2.2 UM MODELO SIMPLES DE SURPRESA MONETÁRIA

Nesta seção faremos uma formulação básica de um modelo teórico simplificado de informação incompleta e de aprendizagem do setor privado sobre uma regra monetária de Banco Central, para ganharmos intuição sobre nosso trabalho empírico de surpresa monetária.

Uma simples função reação de política monetária que é perseguida por um Banco Central pode ser descrita da seguinte forma:

$$i_t = f(X_t) + \varepsilon_t \tag{9}$$

onde $\boldsymbol{i}_t$ é a taxa de juros *i* no período *t*, $\boldsymbol{X_t}$ é um vetor que descreve o estado da economia no período *t*, o argumento $\boldsymbol{f}$ descreve de que forma o banco central define sua taxa básica de juros como função do estado da economia X_t, e ε_t é o 'choque monetário', ou seja, um desvio aleatório e exógeno da regra de política f. Desta forma, uma surpresa monetária *mps* no período *t* pode ser definida como:

$$mps_t = i_t - E_{t-\delta}[i_t] \tag{10}$$

onde $E_{t-\delta}[i_t]$ é a expectativa dos agentes para a taxa *i* no período *t*, formulada em um período $t - \delta$, sendo δ algum intervalo de tempo muito pequeno. Vale destacar que, se $mps_t > 0$, então temos uma surpresa *hawkish*, enquanto um $mps_t < 0$ é classificado como uma surpresa *dovish*.

Segundo Bauer e Swanson (2021), existem 3 possíveis fontes para essa surpresa: (i) um choque exógeno de política monetária ε_t; (ii) um efeito de informação do banco central, no qual a observação da autoridade monetária com relação ao estado da economia X_t se difere da estimativa *ex-ante* dos agentes do setor privado $\hat{X}_{t|t-\delta}$, condicional a informação no tempo $t - \delta$; (iii) uma diferença entre a atual função-reação do banco central f e a estimativa *ex-ante* dos agentes de mercado com relação a essa função, $\hat{f}_{t-\delta}$. Para simplificar nosso trabalho, iremos assumir que a função-reação do banco central é de pleno conhecimento pelos agentes de forma *ex-ante*, ou seja, $\hat{f}_{t-\delta} = f$, e que a observação da autoridade monetária com relação ao estado da economia também é igual à percepção que os agentes possuem da mesma de forma *ex-ante*, ou seja, $\hat{X}_{t|t-\delta} = X_t$. Porém, temos que notar que essas premissas são bastante fortes. Campbell et al. (2012) e Nakamura e Steinsson (2018), por exemplo, dedicam bastante atenção às fontes (i) e (ii) de surpresas, enquanto o trabalho de Bauer e Swanson (2021) relaxa a fonte (iii) para mapear de forma mais empírica a reação do FED ao canal de notícias.

Surpresa monetária a partir dos preços dos ativos – As regressões habitualmente aplicadas em estudo empíricos para extração do choque a partir dos preços dos ativos tomam a seguinte forma:

$$y_t = \alpha + \beta mps_t + \varepsilon_t \tag{11}$$

onde y_t é o retorno do ativo em que se busca extrair a surpresa de política (ex: Juros de um Bond) e mps_t é a medida de surpresa em si[14]. Como exposto em Bauer e Swanson (2022), aplica-se o conceito de que a surpresa de política monetária mps_t irá capturar o choque de política e assim poderemos estimar os efeitos desse choque a partir de regressões. Contudo, uma estimação acurada feita para tais efeitos causais sobre os preços de ativos requer assumir 4 premissas básicas:

[14] Já definida na seção 2.1.

(i) inexistência de causalidade reversa, ie, que mudanças nos preços dos ativos não afetam a ação de política monetária[15];

(ii) inexistência de variáveis omitidas que são correlacionadas com mps_t e impactem y_t de forma independente[16];

(iii) a surpresa mps_t precisa ser verdadeiramente não antecipada[17];

(iv) a surpresa não pode conter nenhum tipo de efeito de informação[18].

Como explicitado anteriormente, o problema de simultaneidade na relação do instrumento de política com as variáveis do VAR pode superado ao se usar dados diários. Na literatura de alta frequência é bastante comum o uso de choques nos mercados futuros de *Fed Funds* e *Eurodollar* que ocorrem nos dias de decisão de política pelo *Federal Open Market Committee*.

Contudo, ao invés de medir a surpresa de política monetária como definido em (10), alguns autores preferem medi-la como a diferença de ajuste entre taxas de juros futuras[19]. Seguindo Kuttner (2001), Piazzesi e Swanson (2008), Hamilton (2009) e Gertler e Karadi (2015), iremos estabelecer a equação de captura do choque como sendo:

$$\left(E_t i_{t+j}\right)^u = Settle_{t+j} - Settle_{t+j,-1}, \qquad (12)$$

onde $\left(E_t i_{t+j}\right)^u$ é o movimento não antecipado no instrumento de política, $Settle_{t+j}$ o preço de ajuste contrato futuro investigado, após a decisão de juros, no mês *t*, com expiração em $t + j$; e $Settle_{t+j,-1}$ o preço de ajuste do mesmo ativo, porém no dia anterior à decisão de política. Desta forma, para $j = 0$, a surpresa nos mercados futuros medirá o choque na taxa de juro futuro corrente. Para investigações onde $j \geq 1$, a surpresa na taxa de juro esperada pode ser pensada como sendo uma medida de choque de *forward guidance*, seguindo Gürkaynak, Sack e

[15] Os autores acham esta premissa bastante plausível, pois ao se adotar uma janela temporal tão apertada de análise, torna-se difícil crer que a decisão formulada pelo comitê, com comunicado ao mercado escrito tantas horas antes do momento do anúncio, possa ser influenciada pelos preços dos ativos.

[16] Notícias divulgadas durante a janela de evento no dia t podem geralmente afetar y_t, mas é improvável que sejam correlacionadas com uma ação (predeterminada) de política mps_t. Entretanto, uma informação anterior à decisão em si pode ser preditiva para mps_t e y_t.

[17] Se a regressão possuir um componente que é antecipado pelos agentes de mercado, mas não pelos preços dos ativos, então sua regressão irá gerar um coeficiente estimado baixo e insignificante devido a presença de um erro clássico de especificação. Para mais, ver Bauer e Swansson (2022).

[18] Ver mais em Romer e Romer (2000), Campbell et al (2012), e Nakamura e Steinsson (2018).

[19] Este método é preterido do que o definido em (10) pelo simples fato de ser, segundo os autores, uma medida livre de prêmio de risco, prêmio este que afetaria a análise para instrumentos de maturidade mais longa quando se partir para investigar choques de Forward Guidance. Para não confundir com outras equações, modifiquei a nomenclatura para "*settle*".

Swanson (2005). Logo, esta definição se torna bastante versátil, pois funciona para instrumentos tanto de curto, quanto de médio prazo.

Para isolar o impacto que exclusivamente vem das informações sobre a decisão, é comum na literatura que a medição dos choques ocorra em uma janela de tempo mais estreita, de 30 minutos apenas, sendo 10 minutos antes do anúncio e 20 minutos depois do anúncio.

2.3 A ESCOLHA DO INSTRUMENTO PARA O CASO BRASILEIRO

Nesta seção iremos discutir aspectos institucionais importantes que encontramos no estudo de caso brasileiro, os quais demandam flexibilizações na escolha do instrumento de política que será usado na construção da série de choques em comparação com os estudos de caso habitualmente encontrados na literatura de alta frequência.

Mercado de Juros Futuros DI – Devido à ausência de um produto financeiro que tenha como ativo objeto a taxa SELIC, iremos usar no presente estudo o Contrato Futuro de DI1, negociado em mercado de bolsa da B3 S.A. Ele é um derivativo padronizado que tem como ativo objeto, por definição, a taxa média diária dos Certificados de Depósitos Interbancários (CDI), calculada e divulgada diariamente pela B3/CETIP, expressa em taxa efetiva ao ano com base de 252 dias úteis[20]. Como regra geral a B3 abre contratos para todos os meses, seguindo alguns critérios para o cadastro de novos vencimentos[21]. Este derivativo se tornou o principal instrumento financeiro do país para a proteção e gerenciamento de risco de taxa de juro, uma vez que seu ativo objeto (CDI), por guardar forte e estável relação com a taxa SELIC, reflete nada mais do que a expectativa dos agentes para a trajetória da taxa básica de juros no futuro, acrescido de prêmio de risco[22]. Por isso, acaba sendo a referência da taxa de juros prefixados para diversos prazos de maturidade, fenômeno reconhecido em diversos trabalhos e documentos[23].

---

[20] O valor do ativo objeto no seu vencimento será o PU original corrigido pela acumulação da Taxa DI, divulgada pela B3, entre a data de negociação, inclusive, e o dia do vencimento do contrato, exclusive. O contrato tem valor nocional de R$100.000 na data de vencimento. Como a posição é atualizada diariamente pelo fator de correção, o investidor que carrega a posição até o vencimento recebe ajustes diários que somados equivalerão à diferença entre a taxa de juro contratada e a realizada, sobre o montante financeiro da operação.

[21] Até 1 ano da data de negociação a B3 abre contratos para todos os meses. Entre 1 ano e 5 anos da data de negociação, os contratos são abertos para cada início de trimestre. Para o período entre 6 e 10 anos da data de negociação, a B3 abre contratos de forma anual (sendo janeiro como o mês de referência).

[22] A diferença básica entre SELIC e CDI é que na primeira o Banco Central é a contraparte das operações, liquidadas em um sistema de administração federal, enquanto na segunda as operações são liquidadas diretamente entre as instituições e registradas em um sistema de administração privada. Ambas, por serem operações lastreadas em títulos públicos federais, praticamente não possuem o risco de crédito, refletindo unicamente as condições de liquidez imediata da economia e, por esta razão, acabam tendo a mesma evolução histórica. Logo, choques na taxa Selic são integralmente repassados para as taxas CDI.

[23] Ver Holland e Silva (2014) e Mercado Secundário da Dívida Pública Federal (2009).

Sobre as decisões do COPOM – diferentemente das decisões de juros do FOMC, que são divulgadas ao público em geral ainda durante o funcionamento dos mercados, o Comitê de Política Monetária (COPOM) do Banco Central do Brasil (BCB) adota como regra o anúncio de suas decisões apenas após o fechamento, que ao longo do período analisado se deu entre 17:00-21:00[24]. Com isso, torna-se impraticável aplicar a análise de surpresa em uma janela temporal intradiária ao redor do horário da divulgação da decisão. A análise de surpresa foi então adaptada. Ela será capturada a partir da diferença das expectativas implícitas nos contratos DI no período que compreende entre o fechamento dos mercados no dia da decisão do COPOM e a abertura dos mercados no dia seguinte à decisão.

Medida de DI Surprise – Em Carvalho et al (2013), a medida de surpresa de política é feita usando a diferença entre o ajuste de um Swap Pré x DI de 30 dias no dia da decisão do COPOM e o ajuste deste mesmo instrumento no dia subsequente ao COPOM. O instrumento é negociado em balcão organizado, também na B3 S.A., e para fins de apuração do risco de crédito suas taxas são geradas a partir da interpolação dos preços de ajuste dos contratos futuros de DI. O presente estudo se diferencia dos anteriores ao extrair as surpresas de política diretamente dos contratos futuros de DI, após tratamento específico para isso levando em consideração a especificidade do contrato.

Diferentemente de um contrato de Swap Pré x DI, não podemos usar a taxa de ajuste do DI futuro de forma direta. Uma vez que o ativo objeto é a taxa média acumulada do CDI entre a data de negociação e o dia do vencimento, a expectativa implícita extraída diretamente da diferença de taxas será uma expectativa "suja", comparando contratos com tempo de maturidade diferentes. Para calcular a expectativa implícita chamada de "limpa", ie, comparando contratos com o mesmo tempo de maturidade, devemos aplicar o conceito de '*taxa forward'* ao ajuste do DI Futuro que antecede a reunião do COPOM, antes de compará-la com a taxa do DI no dia seguinte à decisão. Nossa medida de *DI Surprise*[25], por tanto, será calculada da seguinte forma:

$$DI\ Surprise_{t+1} = Taxa\ DI\ Futuro_{t+1} - Taxa\ Forward_t \qquad (13)$$

Mais especificamente, a *taxa Forward* será a taxa de fechamento do DI no dia da decisão, descontado um dia de acúmulo de CDI até o vencimento, pois assim o número de dias de CDI

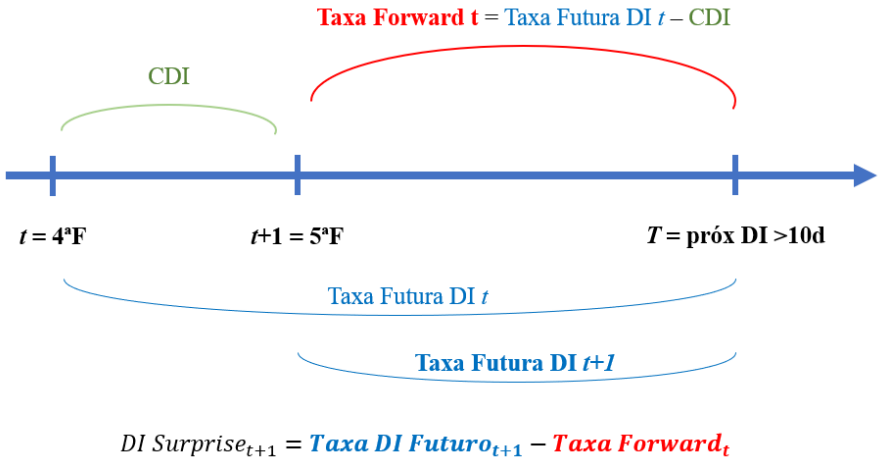
[24] Com exceção das reuniões entre maio de 2003 e agosto 2003, que tiveram suas decisões sendo divulgadas entre 12h e 15h.
[25] O conceito de DI Surprise já foi explorado até mesmo pelo Banco Central do Brasil, sendo uma medida bastante consolidada entre os agentes. Ver Vicente et al (2021) e Estudo Especial 101/2021 do BCB.

acumulado será o mesmo entre os dois contratos no momento de comparação. A *taxa forward* é calculada da seguinte forma:

$$Taxa\ Forward_t = 100 * \left[\left(\frac{\left(1+\frac{fut}{100}\right)^{\frac{duf}{252}}}{\left(1+\frac{cdi}{100}\right)^{\frac{duc}{252}}} \right)^{\frac{252}{duf-duc}} - 1 \right] \quad (14)$$

onde *fut* é o ajuste do DI em análise, *duf* o número de dias úteis do contrato futuro de DI analisado até seu vencimento, CDI é a taxa CDI vigente, divulgada pela B3/CETIP, e *duc* é o número de dias úteis de validade do CDI, que compreende entre a data da análise até a data do próximo COPOM.

Figura 1 - Diagrama da metodologia de DI Surprise



Fonte: Vicente et al (2021)

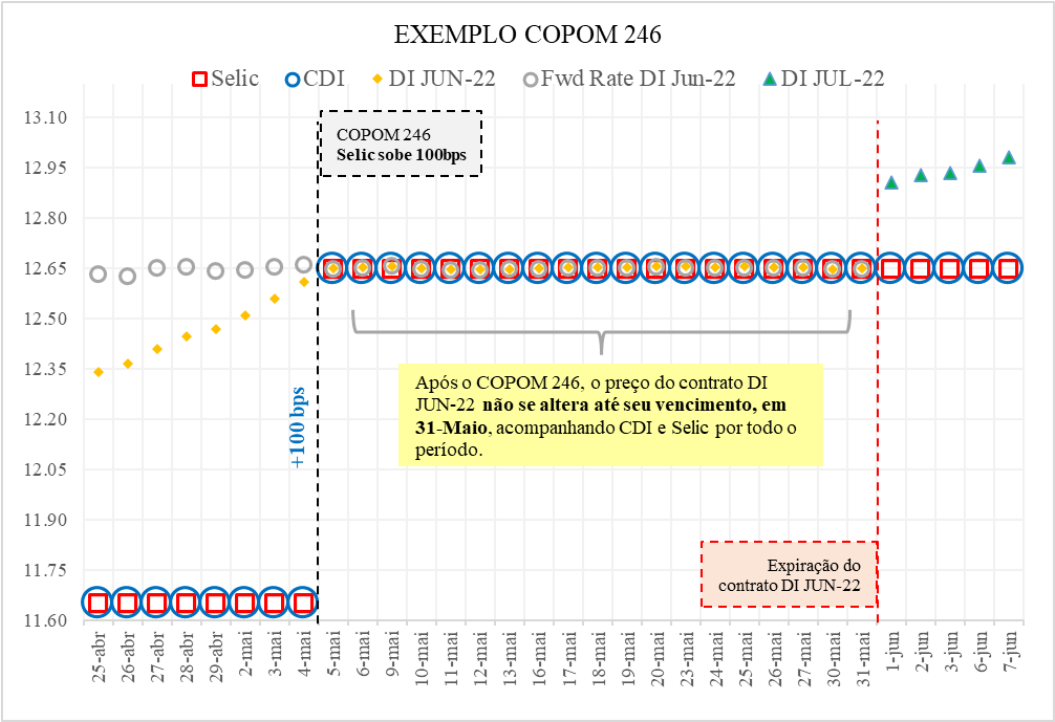
Escolha do DI de referência – Como regra geral, o contrato futuro de DI usado neste estudo para a captura da surpresa de política será todo aquele de primeiro vencimento da curva (i.e., o contrato válido que tenha o menor prazo até sua expiração), desde que o último dia de negociação deste contrato ocorra pelo menos 1 dia após a decisão de política. Caso o contrato de primeiro vencimento tenha como último dia de negociação a data exata de uma reunião do COPOM (ou seja, o contrato não existirá no dia seguinte à decisão de juros), iremos usar o contrato de segundo vencimento para extrair a expectativa implícita à termo.

Ao seguir o regramento acima descrito para escolha do DI de referência, circunscreveremos a expectativa implícita à termo apenas à de uma única reunião do COPOM, e isso é fundamental na nossa análise. Uma vez que nenhum outro evento de política monetária

estará previsto até a expiração do contrato futuro em questão – iremos, por tanto, ignorar o risco de reunião extraordinária – todos os preços de ajuste daquele contrato, após a decisão de juros e até seu vencimento, serão iguais ao CDI divulgado pela B3/CETIP diariamente. Por este motivo, o preço deste contrato não será afetado por nenhum outro fator externo, uma vez que existe plena arbitragem (i.e., caso o valor do contrato, por qualquer motivo, tente se distanciar de seu valor de referência, os agentes de mercado irão atuar para que ele volte para o preço de ajuste atrelado ao CDI).

A figura 2 ilustra um exemplo de comportamento do contrato de DI futuro de primeiro vencimento antes e depois de uma reunião do COPOM, até sua expiração, assim como o comportamento do CDI e Selic efetiva durante o mesmo período. É possível notar que, antes da reunião do COPOM, a taxa forward do DI Jun-22 apresentou comportamento relativamente estável ao redor de 12.65%, o que significa dizer que a expectativa implícita à termo do mercado já apontava há algum tempo para um aumento esperado de 100 pontos base da SELIC meta na reunião 246. Após a reunião do COPOM que confirmou o aumento de 100 pontos base, tanto a Selic efetiva, quanto o CDI e o ajuste diário do contrato Jun-22, se mantiveram estáveis em 12.65%, até a expiração em 31-maio. A partir de 1-junho, o contrato de primeiro vencimento passou a ser o julho-22, que carregará a expectativa implícita para a reunião do COPOM 147.

Figura 2 – Comportamento DI Futuro, CDI e Selic ao redor do COPOM 246.



Fonte: elaboração própria.

A surpresa calculada para a reunião 246 no exemplo acima será de -1bp, ou seja, pequena o bastante para ser considerada nula levando-se em conta fricção financeira. Caso a surpresa fosse calculada sem usar o conceito de *taxa forward*, a surpresa teria sido computada como de +4bps. Além de magnitude diferente, neste caso tivemos sinal oposto à surpresa real. Por isto o conceito de *taxa forward* é relevante e fundamental no presente estudo.

A figura 3 mostra outro exemplo, desta vez com a captura de uma surpresa de política. Na reunião 186, em outubro 2014, o Copom elevou a taxa Selic em 25 pontos base, enquanto a expectativa implícita à termo contida no contrato futuro de primeiro vencimento (DI nov-14) no dia da reunião era de estabilidade da taxa. Nota-se que no dia 22-out-2014, há poucos dias da decisão, o mercado chegou a precificar alguma chance de elevação da taxa, mas o movimento se dissipou rapidamente. Por isso, podemos considerar o aumento nesta reunião como uma surpresa de política. A magnitude da surpresa capturada pela nossa medida de *DI Surprise* será de -23 bps, conforme memória de cálculo abaixo:

Data: 29-out-2014 (Quarta-feira)

- CDI vigente: 10.84% a.a.
- DI Nov-14: 10.84% (fech) e maturidade: 3 dias
- Forward Rate $= 100 * \left[\left(\frac{\left(1+\frac{10.84}{100}\right)^{\frac{3}{252}}}{\left(1+\frac{10.84}{100}\right)^{\frac{2}{252}}} \right)^{\frac{252}{3-2}} - 1 \right] = 10.84$

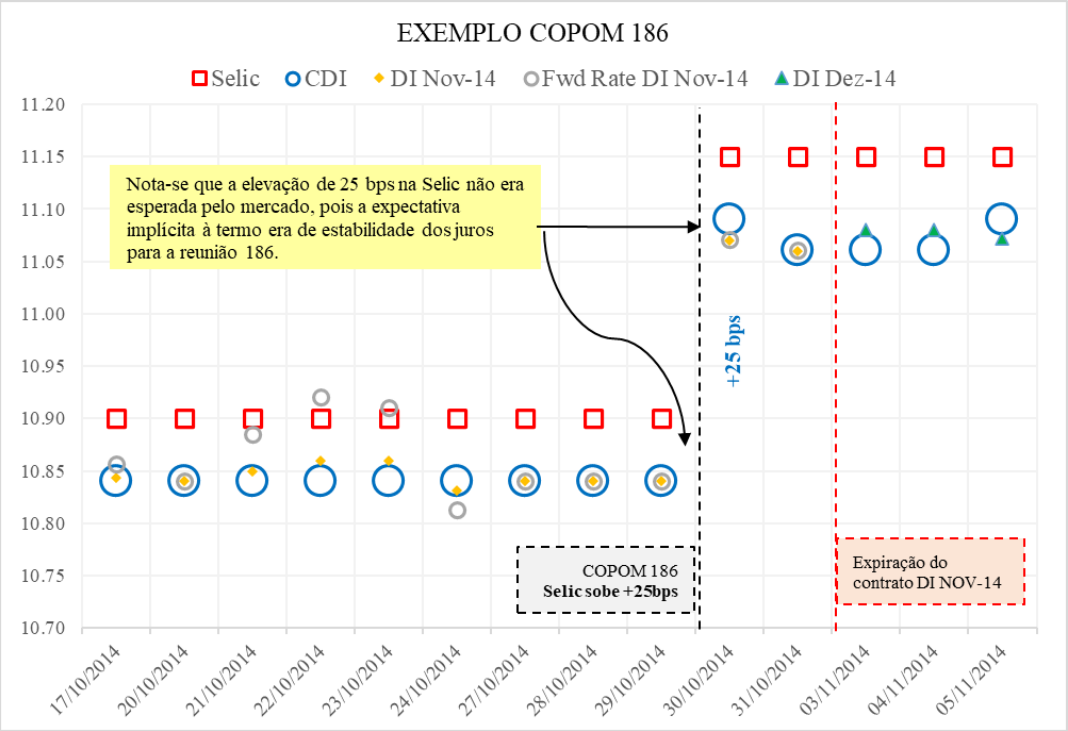
Data: 30-out-2014 (Quinta-feira)

- DI Nov-14: 11.07% (fech) e maturidade: 2 dias

DI Surprise: $11.07\% - 10.84\% = \mathbf{+0.23\ p.p}$.

Por tanto, a inexistência de fatores que afetem o preço de ajuste do contrato de primeiro vencimento após a reunião do COPOM, em função de sua definição e ambiente de plena arbitragem, além do risco negligenciável de reunião extraordinária, faz com que a nossa série de *DI Surprise* carregue as características necessárias para ser um instrumento ortogonal a riscos diversos que eventualmente poderiam estar sendo capturados nos preços que não àqueles inerentes à política monetária.

Figura 3 – Comportamento DI Futuro, CDI e Selic ao redor do COPOM 186.



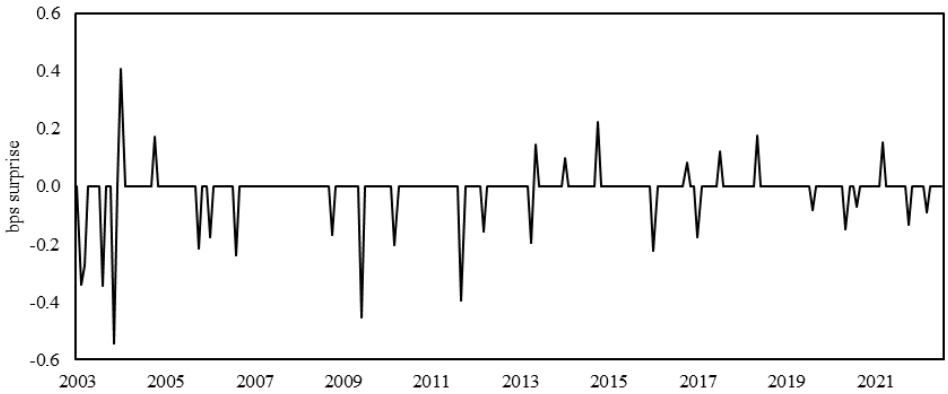
Fonte: elaboração própria.

Amostra e ajustes - Nossa medida de *DI Surprise* foi feita para todas as reuniões do COPOM de janeiro de 2003 até julho de 2022, o equivalente a 168 reuniões. Foi também aplicado um filtro adicional para excluir da amostra reuniões em que os dias seguintes a elas fossem feriados, pois queremos eliminar ao máximo o risco de existência de efeito informação não inerente à decisão na precificação dos ativos. Com isso, nossa amostra cai de 168 para 157 reuniões. Também decidimos usar os preços de abertura do DI Futuro do dia seguinte às reuniões por dois motivos (i) os preços de abertura são formados por um leilão de pré-abertura[26], o que já é suficiente para que a 'surpresa' da decisão comece a afetar preços, e (ii) se assumirmos os preços de fechamento poderíamos também aumentar o problema de efeito informação não inerente à decisão em si. Para contemplar o período de descolamento mais pronunciado entre Selic x CDI, rodamos um filtro para eliminar variações que fossem menores do que 15bps para a amostra até 2013, e de 5bps para a amostra após 2013, refletindo assim os

[26] Fase que antecede a negociação do instrumento durante um período pré-definido, de 5 minutos, objetivando a abertura dos negócios com um preço justo e transparente. Durante esse período, é permitido o registro de ofertas que, entretanto, não resultam em operações, mas serão utilizadas para a definição de um preço teórico de abertura, respeitando as regras de leilão.

avanços aplicados pela B3/CETIP na metodologia de cálculo da taxa CDI após 2014[27]. Para meses que não tiveram reunião do COPOM, por definição a surpresa será zero.

Figura 4 - Série de DI Surprise com instrumento DF1



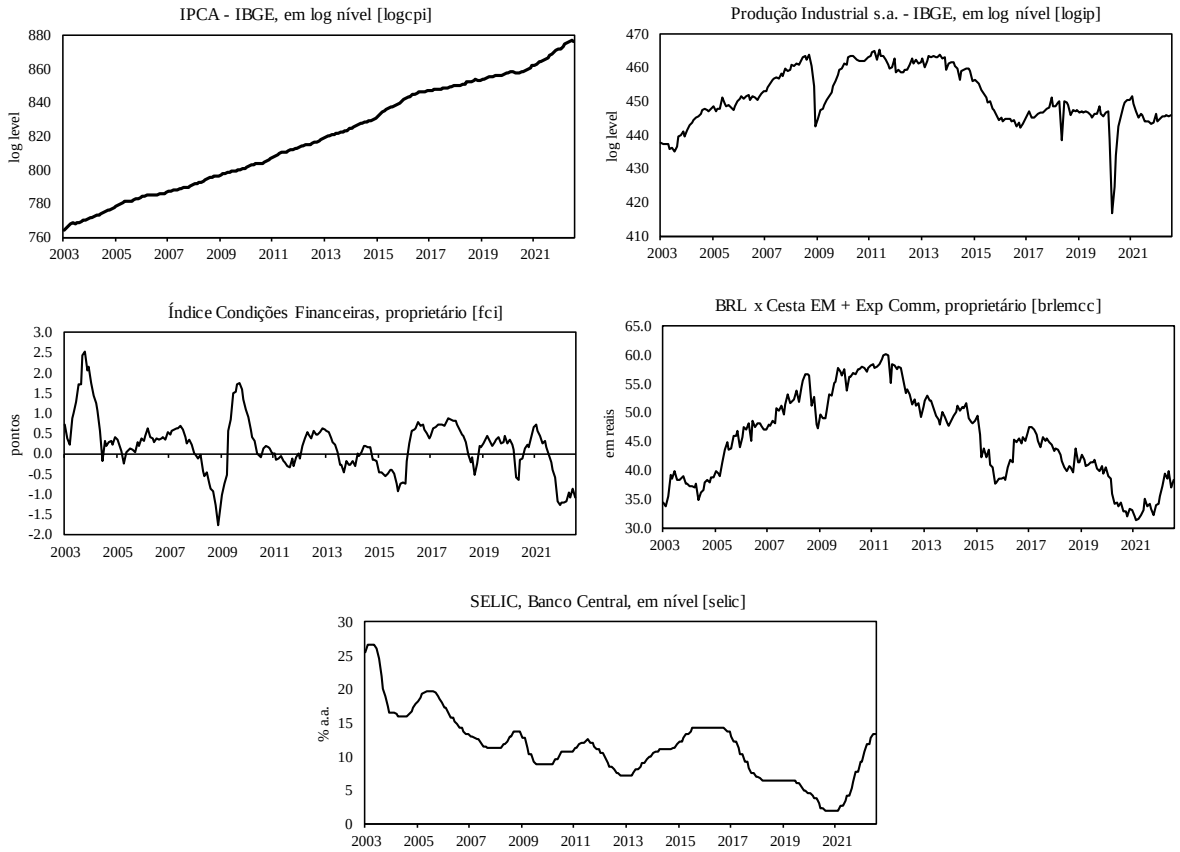
Fonte: elaborado pelo autor

2.4 DADOS E CONSTRUÇÃO DO VAR

Todas as variáveis foram computadas de forma mensal, em um período que vai de janeiro-2003 a julho-2022. Para a medida de inflação, usamos o Log do IPCA [logcpi] em número índice (nível), divulgado pelo IBGE; para a medida de atividade econômica, usamos o Log da Produção Industrial Mensal [logip], com ajuste sazonal, em número índice (nível), divulgado pelo IBGE; e uma medida de câmbio que compreende o Real contra uma cesta de moedas de países emergentes e exportadores de commodities[28] [brlemcc], e também uma medida de condições financeiras [fci], em nível, o qual foi elaborado de forma proprietária[29]. Na figura 5 encontra-se a distribuição dos dados.

[27] O descolamento entre Selic e CDI era bastante frequente até 2014, ano em que a Cetip/B3 promoveu mudanças nos critérios de apuração da taxa CDI, fortalecendo o procedimento de cálculo alternativo para momentos em que o número de operações era insuficiente do ponto de vista estatístico, e aperfeiçoando métodos de expurgo de taxas outliers.
[28] Para cesta de moedas foram usadas as taxas de câmbio contra o dólar dos seguintes países: África do Sul, Austrália, Canadá, Nova Zelândia, Indonésia, Chile, Colômbia e México. Valores positivos significam valorização do Real contra a cesta de moedas.
[29] Ver metodologia do indicador proprietário de condições financeiras no anexo 1.

Figura 5 - Variáveis do VAR baseline: 2003-2022 (dados mensais)



Fonte: IBGE, BCB (SGS), elaborado pelo autor.

A escolha das variáveis inflação e produção industrial se deve por elas serem bastante comuns na literatura acadêmica nacional em estudos de política monetária por meio de Vetores Autorregressivos[30]. A escolha por uma variável de câmbio no VAR se deu de forma a tentar capturar restrições externas específicas ao país. Além disso, outros estudos já revelaram a importância que o câmbio possui como uma fonte geradora ou absorvedora de choques para a economia brasileira[31]. Já o indicador de condições financeiras, que compreende em sua concepção uma série de variáveis financeiras que guardam informações sobre condições de mercado (ex: crédito), foi incluído por também possuir importante influência nos ciclos de negócios e para a própria política monetária, refletindo não apenas o atual estado da economia, como também as expectativas dos agentes sobre o estado futuro dela[32].

[30] Ver Céspedes et al (2015)
[31] Ver Lima et al (2011).
[32] Ver Gaglianone e Areosa (2016).

A última variável do VAR foi o indicador de política. No VAR baseline usaremos a taxa Selic em nível, mas também serão feitos exercícios adicionais com outros 2 indicadores: DI Futuro de 1y e 2y[33].

Tabela 1 - Teste para autocorrelação, ARCH e normalidade

Teste	logip	logcpi	brlemcc	fci	selic
Autocorrelação - LB(1)	0.4165	0.9463	0.9937	0.9737	0.7617
Autocorrelação - LB(4)	0.1290	0.8014	0.9992	0.5308	0.9802
ARCH	0.0640	0.3369	0.8938	0.000	0.000
Normalidade	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Nota: As hipóteses nulas são as seguintes: ausência de correlação serial nos resíduos para 1ª e 4ª ordens (Autocorrelação - LB(1) e (4)); ausência de heterocedasticidade condicional autoregressiva (ARCH); distribuição normal dos resíduos.

Fonte: elaborado pelo autor

O VAR *baseline* foi estimado em nível. Todas as variáveis apresentaram sinais corretos com relação à teoria econômica. Testes de estacionariedade foram feitos em todas as variáveis e, com exceção da Produção Industrial e do indicador de Condições Financeiras, os resultados apontaram impossibilidade de rejeitar a presença de raíz unitária. Todavia, mantivemos o modelo em nível. Como bem citado por Costa Filho (2016), esse procedimento é baseado nos resultados contidos em Sims et al (1990), que coloca mais ênfase na implicação para as distribuições estatísticas de interesse do que para a não-estacionariedade das variáveis, tal como discutido em Hamilton (1994) ou Lütkepohl (2007). A análise para escolha da melhor defasagem se deu pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Hannan e Quinn (HQ), os quais apontaram para 4 e 2 defasagens, respectivamente. O modelo com 2 defasagens foi escolhido por ser parcimonioso segundo outros critérios e ainda ser o *second-best* pelos critérios acima[34]. Foi executado um teste para verificar a estabilidade dos autovalores da matriz de coeficientes e o modelo apresentou raízes do polinômio característico sobre ou dentro do círculo unitário, indicando convergência no longo prazo. Os resíduos do VAR *baseline* também não apresentaram correlação serial pelo teste de Portmanteau assintótico, ainda que não tenham tido desempenho favorável no teste de Breusch-Godfrey para 95% de confiança. Para cada variável foi feito o teste de Ljung-Box com 1 e 4 defasagens, com todos indicando ausência de correlação serial. Os testes de heterocedasticidade condicional autorregressiva (ARCH) apresentaram bons resultados para as variáveis individuais, com exceção para SELIC em nível. Para o sistema

[33] Para construção dos vértices em maturidade constante, foi feita uma interpolação pelo método de *spline* cúbicos.

[34] Outros critérios foram usados na avaliação, como tamanho do poder explicativo (R^2), BIC, força do instrumento externo e raízes do polinômio característico, buscando maior grau de convergência no longo prazo. Ao todo foram analisados mais de 20 modelos diferentes, alternando com a inclusão de tendência, constante, ambos ou nenhum.

como um todo o teste não foi satisfatório muito em função da inclusão da taxa de juros e inflação, característica já salientada em experimentos anteriores[35].

Em conjunto com os resultados do Proxy-SVAR, será apresentado um comparativo das funções impulso-resposta com relação a um modelo VAR estrutural com procedimento de ortogonalização dos resíduos via decomposição de Cholesky, método esse que impõe uma estrutura recursiva à matriz de relações contemporâneas entre as variáveis do modelo. Como ordenação causal, iremos descartar a determinação por causalidade Granger[36] e iremos adotar o pressuposto em Christiano, Eichenbaum e Evans (1999), onde a hipótese é de que as variáveis de estado da economia podem afetar contemporaneamente o instrumento de política monetária, mas o instrumento de política monetária não afeta contemporaneamente as variáveis do estado da economia. O ordenamento causal escolhido, por tanto, será (1) logip; (2) logcpi; (3) indicador de política; (4) fci; (5) brlemcc. Foram adicionadas dummies para 3 momentos: (1) GFC; (2) greve dos caminhoneiros; (3) Covid.

[35] Ver Minella et al (2003)
[36] Segundo Cavalcanti (2010), o fato de certa variável X não causar outra variável Z no sentido de Granger não é condição necessária nem suficiente para a ausência de efeito contemporâneo de X sobre Z.

3. RESULTADOS

3.1 VERIFICANDO A CONSISTÊNCIA DO INDICADOR DE SURPRESA

Para nos certificarmos de que a medida de DI Surprise extraída do contrato de primeiro vencimento do DI Futuro de fato é ortogonal ao termo de erro, i.e., não possui correlação com outros fatores eventualmente não mapeados, foi feito um exercício simples de regressão por mínimos quadrados em que a variável dependente é a série de choques encontrados nesta metodologia, e as variáveis independentes são: (i) um componente que representa o impacto dos mercados internacionais nos ativos domésticos, o qual usaremos o S&P 500, mais especificamente a diferença entre o fechamento no dia do COPOM e a abertura no dia seguinte à decisão de política, e (ii) um componente que representa um choque de risco político doméstico, que entrará na forma de uma variável *dummy* que toma valor unitário nos dias em que o risco político doméstico cresceu acima de um determinado *threshold*. Para este componente, primeiro foi construído um indicador de risco político doméstico (*Political Uncertainty Index*, ou PUI) de forma totalmente proprietária[37]. Em seguida, classificamos como "choque político" os dias em que a variação deste indicador excedeu 3 desvios padrões. A amostra foi reduzida em função da indisponibilidade de dados antes de 2006 para a nossa medida de *Political Uncertainty Index*. Os resultados estão na tabela 2. Nota-se baixo poder explicativo e parâmetros não significativos a 10% de confiança, o que nos dá segurança de que a nossa série de choques não possui relação com fatores internacionais ou mesmo fatores inerentes à política doméstica, ao menos na amostra analisada (de 2006 a 2022).

Tabela 2 – Estudo de Regressão DI Surprise

Regressão por Mínimos Quadrados Odrinários através da função "lm" no R Studio.
Modelo: DI Surprise = $\alpha + \beta1(SPX) + \beta2(PUI) + \varepsilon$

Coeficientes	Estimate	Std error	t-value	Pr (>|t|)
Intercepto	-0.02901	0.01128	-2.572	0.0113 *
S&P500_Abe	2.26501	1.55258	1.459	0.1471
PUI_Dummy	0.02301	0.04861	0.473	0.6368

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 0.1251 on 127 degrees of freedom
Multiple R-squared: **0.01842**, Adjusted R-squared: **0.002966**
F-statistic: 1.192 on 2 and 127 DF, p-value: 0.307

Fonte: elaboração própria.

[37] A metodologia proprietária do *Political Uncertainty Index* se encontra no apêndice 2.

3.2 FORÇA DO INSTRUMENTO EXTERNO

Para avaliar qual o melhor conjunto de instrumento e indicador para a investigação, reproduziremos abaixo uma versão em alta-frequência (base diária) do *approach* de variável instrumental que usaremos no VAR mensal. Nesta versão em alta-frequência será examinada a resposta de vários ativos de mercado (taxas de juros nominal, real e Ibovespa) a surpresas de política monetária, em base diária. Seja i_t^n a taxa de juros de um instrumento de maturidade *n* que servirá como indicador de política, e seja ΔR_t a variação de um ativo de mercado no dia seguinte à decisão do COPOM, e $(i_t^n)^u$ como sendo o movimento não antecipado de i_t^n, temos:

$$\Delta R_t = \alpha + \beta(i_t^n)^u + \varepsilon_t \qquad (14)$$

A equação (14) é estimada por Mínimos Quadrados em Dois Estágios, usando surpresas do DI mais curto como instrumento (DF1). A premissa usada no presente estudo é de que as variáveis instrumentais na estimação isolam a variação de i_t^n que é devida exclusivamente às surpresas de política monetária, as quais são ortogonais ao termo de erro ε_t, e que resulta em estimativas consistentes dos βs. Essa forma de estimação é diferente da encontrada na literatura de HFI. Usualmente os estudos anteriores faziam a regressão das variações dos ativos diretamente nas surpresas extraídas dos mercados futuros. Porém, o método aplicado é simplesmente uma replicação da análise do VAR, porém em base diária (versão em alta-frequência).

As colunas da tabela 3 mostram os coeficientes das regressões em dois estágios, para cada ativo analisado, usando diferentes combinações de indicador e instrumento de política (linhas). Os valores principais se referem ao impacto, em *basis point*, para cada unidade de variação do instrumento de política estudado (um choque exógeno). Por exemplo, uma variação de +100bps no DI_1Y, combinado com o instrumento DF1, gera um impacto de +102.4bps nos Juros nominais de 2 anos. De forma interessante, uma variação de +100bps no DI_2Y como indicador de política, usando o DF1 como instrumento, gera um impacto de -81.9bps nos Juros nominais de 10 anos. Nenhuma combinação de indicador e instrumento de política gerou resultados estatisticamente aceitáveis para as variações do Ibovespa Futuro, mesmo quando associado a um segundo instrumento (variações do S&P500). Ainda assim, importante notar as variações encontradas. A combinação de maior relevância foi do DI_1Y usando o DF1 como instrumento. Um choque de +100bps gera impacto negativo de -1.35% no Ibovespa, em consonância com a teoria macro.

Tabela 3 - Variações de ativos selecionados a um choque de juros (diário)

Indicador e Instrumento	First Stage f-statistic	2Y Rate	5Y Rate	10Y Rate	2Y RealR	5Y RealR	Ibov[t]
Selic, DF1	15.66***	0.435 **	0.221 *	-0.356 (.)	0.236 **	0.1351 *	0.033
		(3.152)	(2.733)	(-2.3169)	(3.2057)	(2.885)	(0.214)
DI_1Y, DF1	158.7***	1.024 ***	0.522 ***	-0.839 ***	0.786 ***	0.449 ***	-0.135
		(9.872)	(6.381)	(-3.936)	(7.0371)	(5.047)	(-0.427)
DI_2Y, DF1	38.02***		0.509 ***	-0.819 ***	0.968 ***	0.554 ***	-0.036
			(12.914)	(-5.3502)	(6.441)	(5.659)	`(-0.1083)

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Nota: Entre parênteses, t-statistics robusto à heterodecasticidade. RealR = Taxa de juro Real extraída da curva de NTN-B, calculado pela ANBIMA. Ibov[t]: incluída no set de instrumentos a variação do S&P500 entre fechamento dia anterior e abertura do dia seguinte para controlar pelo fator externo, em todos os testes o set de instrumento rejeitou hipotese nula de instrumento fraco.

Fonte: elaborado pelo autor.

Contudo, foram notadas inconsistências no uso desses conjuntos de indicador e instrumento no momento da inclusão no VAR de base mensal. Deste modo, seguindo a literatura, faremos um teste F-parcial em primeiro estágio robusto à heterocedasticidade como mais um critério para validação dos instrumentos[38]. Esse teste foi replicado para os instrumentos do presente estudo e seus resultados estão na tabela 4, junto com os coeficientes da regressão em primeiro estágio e seus respectivos R^2. Só foi possível rejeitar a hipótese nula de instrumento fraco quando o instrumento DFI era combinado com a Selic como indicador de política. Já para DI_1Y e DI_2Y o instrumento não se mostrou adequado.

Tabela 4 - Efeitos dos instrumentos nos resíduos de 1º estágio para o VAR baseline mensal

Instrumento	Selic (1)	DI_1Y (2)	DI_2Y (3)
DF1	-1.1456 ***	-0.1334	0.4229
	(-4.012)	(-0.292)	(0.727)
Observações	230	230	230
Residual SE	0.3589	0.5749	0.7316
R^2	0.0652	0.000368	0.00228
F-robusto	**16.10**	0.085	0.53

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Nota: Entre parênteses, t-statistics robusto à heterodecasticidade.

Fonte: elaborado pelo autor.

[38] Segundo Bound, Jaeger e Baker (1995), sabendo que estimadores de regressões IV (variáveis instrumentais) possuem maiores erros-padrão para seus coeficientes do que se comparados com os estimadores gerados por modelos simples OLS, ao confiar neste tipo de método é necessário verificar a validade do instrumento e sua robustez, especialmente se ele é suficientemente correlacionado com a variável endógena (relevância do instrumento). Do contrário, os estimadores IV não irão corretamente identificar relações causais. Staiger e Stock (1997) aprofundaram-se no tema, fazendo a formalização da teoria assintótica relevante e recomendando o que agora é praticamente uma regra-de-bolso: um teste F-parcial de primeiro estágio menor do que 10 indica a presença de um instrumento fraco.

Essa diferença na validação dos instrumentos dentro do VAR mensal (tabela 4) em comparação com os testes feitos na versão em base diária, os quais haviam mostrado rejeição da hipótese nula de instrumento fraco para todas as combinações testadas (tabela 3), também foi notada em Gertler e Karadi (2015). Os autores constataram que instrumentos que possuíam forte poder explicativo para indicadores de política de maior maturidade acabaram não se provando instrumentos fortes o bastante para o VAR base mensal.

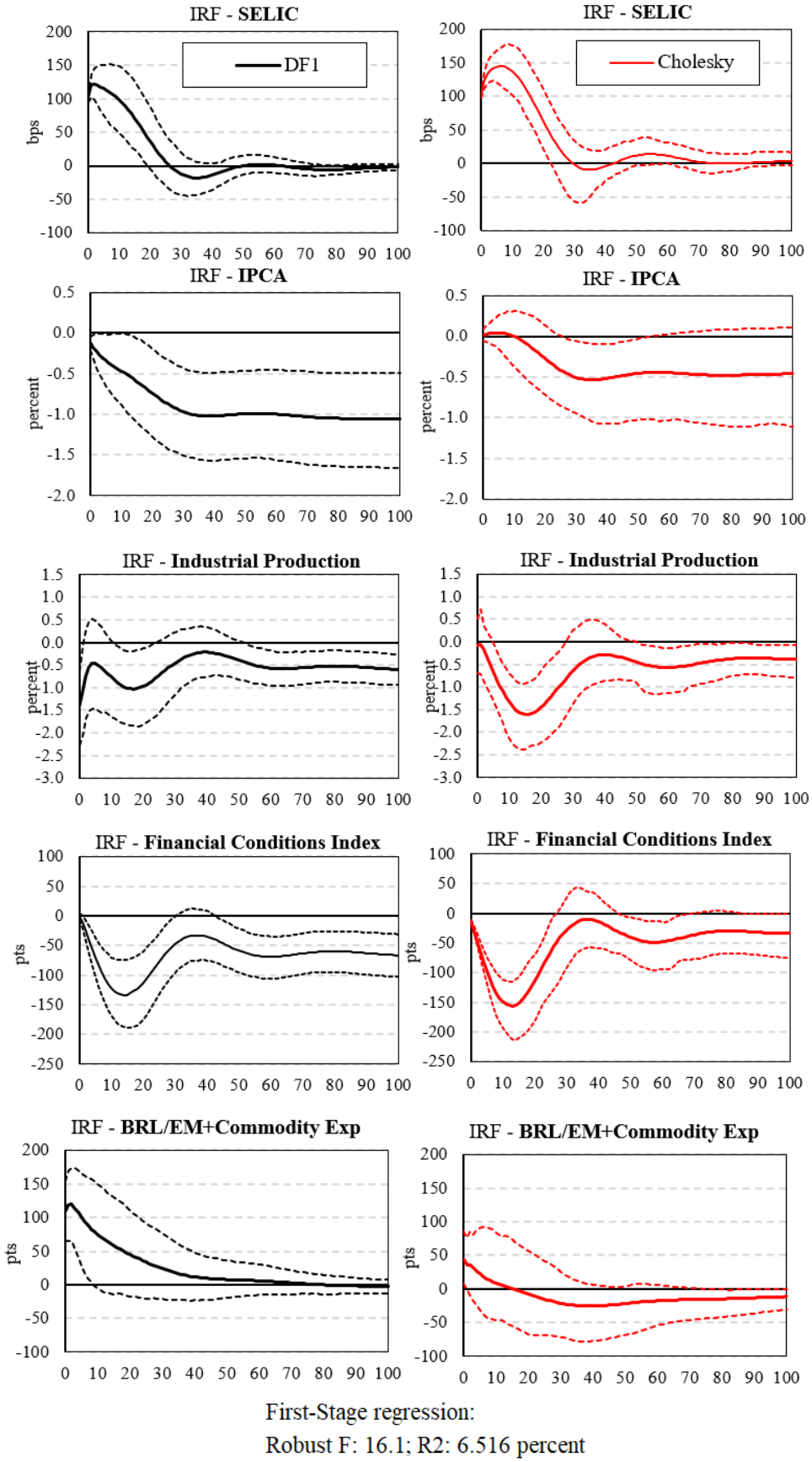
3.3 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA DO VAR BASELINE

Na figura 6 estão reproduzidas as funções impulso-resposta do modelo Proxy-SVAR com instrumento externo principal (DF1) combinado com a Selic como indicador de política. É feita a comparação com o impulso-resposta do modelo VAR com decomposição de Cholesky. Todos os resultados foram gerados usando o software R (R Core Team, 2020), RStudio (Rstudio Team, 2020), via pacote *sovereign* (Tyler, 2022). Os choques foram todos normalizados para reproduzir uma inovação contracionista de +100bps, para facilitar a comparação dos resultados. Intervalos de confiança foram construídos através do método de *bootstrap*, com 5% e 95%, com 1.000 interações. Para o Proxy-SVAR usou-se o método *wild bootstrap*, recomendado para modelos com erros heterocedásticos[39].

Os resultados das IRFs mostraram que o método Proxy-SVAR usando o primeiro contrato de DI Futuro como instrumento externo (DF1) gera impactos distintos para diversas variáveis em comparação aos reportados pelo método de decomposição de Cholesky. Destaca-se o impacto máximo sobre a inflação (IPCA) de -1.05% (intervalo de confiança de -1.65% a -0.48%), cem períodos após o choque de indicador de política, sem apontar presença de *price puzzle*, com impacto negativo significativo ao longo de todo o horizonte de análise. Enquanto pelo método de Cholesky o impacto máximo foi de -0.53% (intervalo de confiança entre -1.04% e -0.06%) para cada +100bps de choque, após 35 períodos, sendo estatisticamente insignificante por todo o horizonte de análise e apresentando um indício de *price puzzle* nos primeiros meses após o choque. A diferença de *approach* ficou bem evidente também para a variável de produção industrial e câmbio, em ambos com impacto muito mais pronunciado e relevante no método Proxy-SVAR do que no Cholesky, sempre com sinal correto com relação à teoria econômica. Uma inovação contracionista de 100bps no indicador de política gerou impacto de -1.4% (intervalo de confiança entre -2.28% e -0.63%) na produção industrial, no período

[39] Ver Wu (1986).

Figura 6 – Função impulso-resposta VAR baseline vs Cholesky

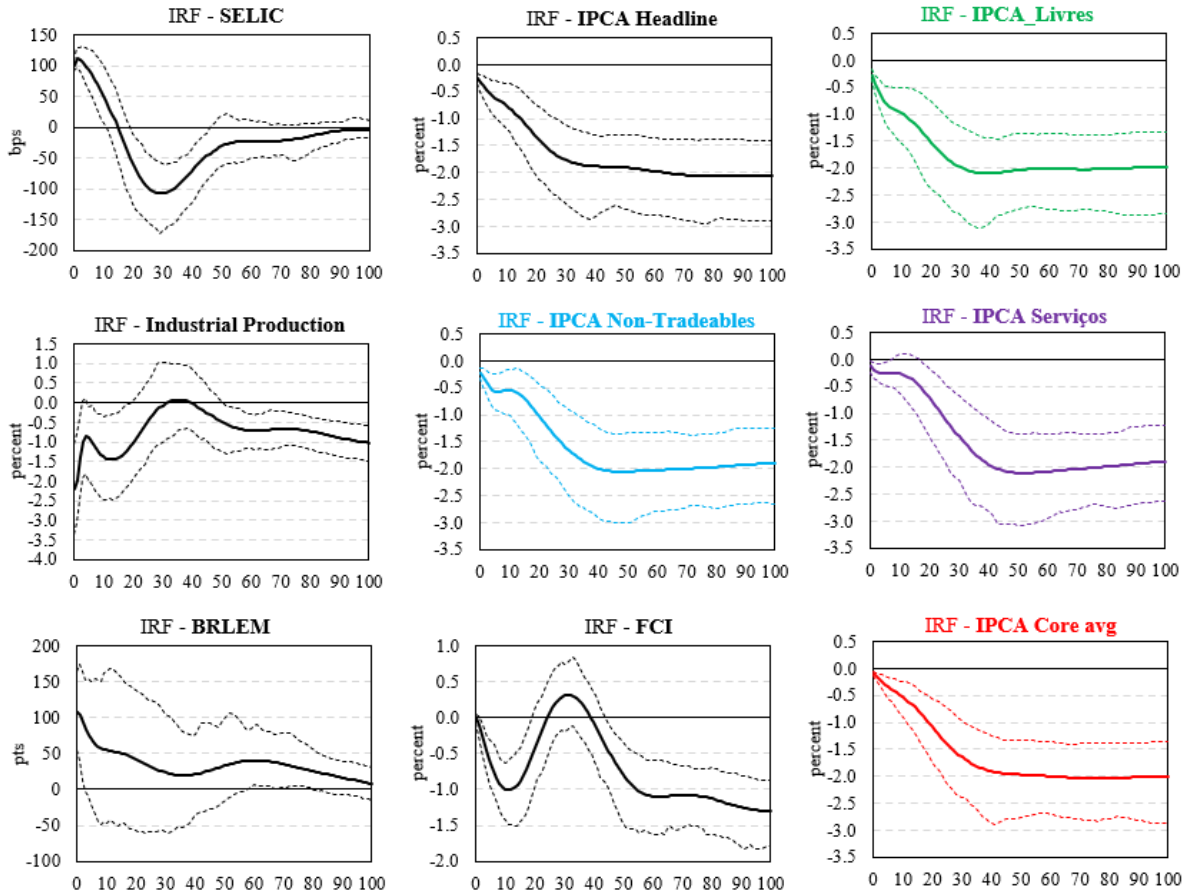


Fonte: elaborado pelo autor.

subsequente ao choque, usando o instrumento DF1. Já no método de Cholesky, o impacto máximo foi de -1.61% (intervalo entre -2.38% e -0.93%), quinze períodos após o choque.

VAR baseline estendido - Sabendo que a política monetária tem menor efeito sobre preços administrados, os quais possuem caráter eminentemente inercial[40], seria interessante medir (i) os efeitos de política monetária em indicadores que excluíssem tais componentes, e (ii) os impactos em outros subgrupos com particular interesse da autoridade monetária. Decidimos então estender o VAR baseline, o qual chamaremos daqui para frente de VAR *baseline estendido*, incluindo outras 4 medidas desagregadas de inflação: (1) IPCA Preços Livres (SGS código 11428); (2) IPCA não-comercializáveis (SGS código 4448); (3) IPCA Serviços (SGS código 10844), e; (4) IPCA médias dos núcleos[41].

Figura 7 – Função impulso-resposta para diferentes indicadores desagregados do IPCA



Fonte: elaborado pelo autor.

[40] Ver Bogdanski, Freitas, Goldfajn e Tombini (2001)

[41] Média simples dos núcleos EX0 (SGS cód. 11427), EX1 (SGS cód. 16121), EX2 (SGS cód. 27838), EX3 (SGS cód. 27839), Percentil 55 (SGS cód. 28750), Médias Aparadas com suavização (SGS cód. 4466), Núcleo de dupla ponderação (SGS cód. 16122) e núcleos ex-Alimentação e Energia (SGS cód. 28751).

A Figura 7 traz os resultados. A adição de novas medidas de inflação no VAR *baseline estendido* resultou em um impacto mais forte para o índice de preços do que no VAR *baseline* principal. Para o IPCA headline, o impacto máximo foi de -2.06% (intervalo entre -2.9% e -1.41%) cem períodos após o choque. Todas as outras medidas de inflação desagregadas do modelo também apresentaram variações máximas próximas de -2%, sendo todos estatisticamente significativos por todo o horizonte de análise[42], sem indício de price puzzle. Outra mudança significativa está no impacto máximo e formato da resposta para a Produção Industrial. Um choque de 100bps na Selic gerou -2.21% (intervalo entre -3.36% e -1.05%) no momento imediatamente posterior ao choque, não sendo significativamente negativo entre os períodos 20 e 50, mas voltando a ficar negativo de forma significativa até entrar em equilíbrio ao redor de -1% quando o choque de política se dissipa após cem períodos.

3.3 VAR ALTERNATIVO

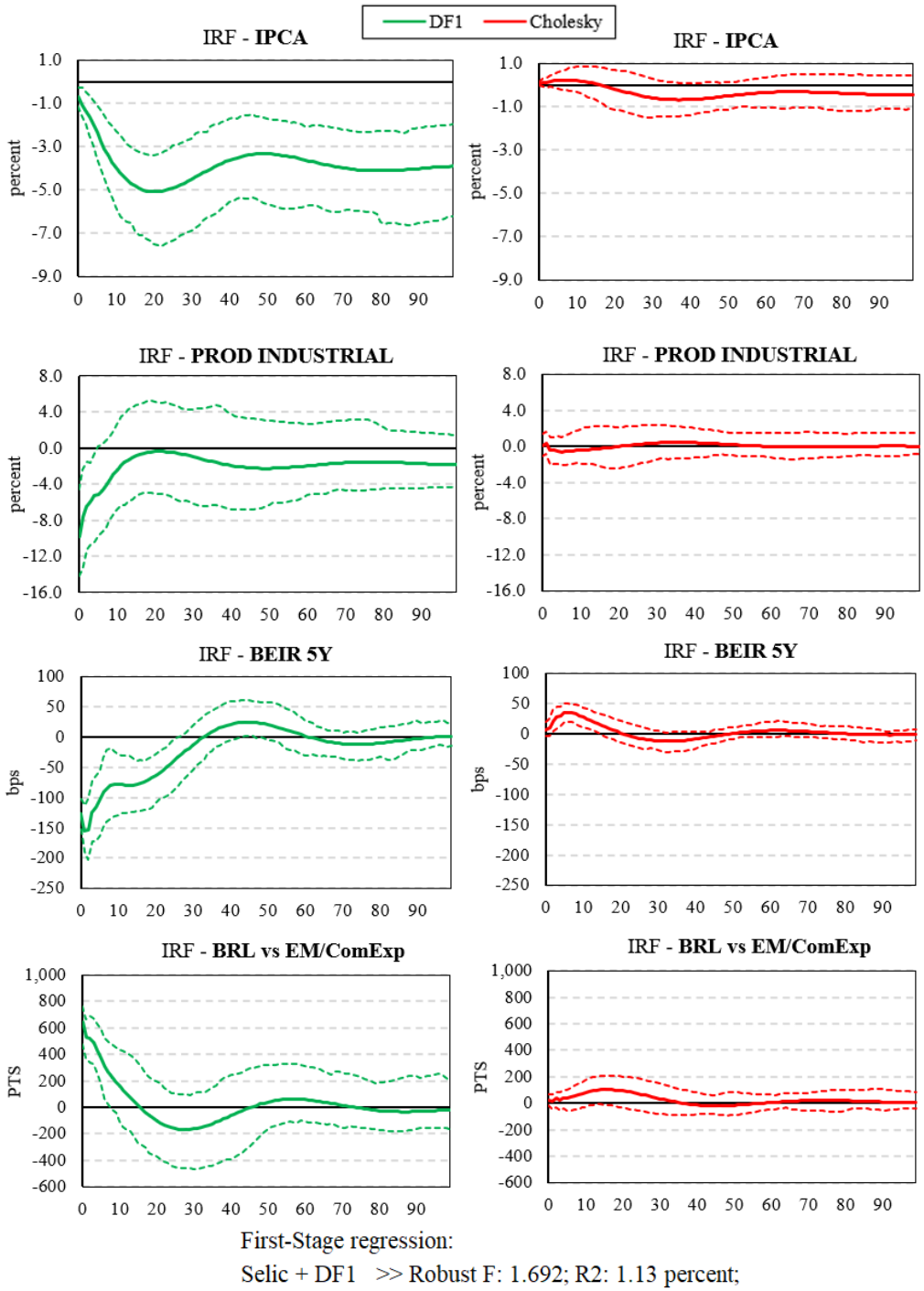
Em um exercício alternativo, o indicador de condições financeiras foi substituído pela inflação implícita (*Breakeven Inflation Rate*) de 5 anos, em nível, calculada a partir das curvas *zero-coupon* da Anbima para títulos pré-fixados (LTN) e para títulos ligados à inflação (NTN-B)[43]. A amostra foi reduzida para uma janela entre Out/2008 e Jul/2022 devido a menor disponibilidade de dados da curva ETTJ da Anbima para construção da inflação implícita. O modelo foi feito com 4 defasagens, conforme apontado pelos critérios de informação Akaike (AIC) e Hannan e Quinn (HQ), sem tendência e intercepto.

A figura 8 mostra os resultados. A despeito dos testes de 1º estágio não rejeitarem hipótese nula para a fraqueza do instrumento e o baixo poder explicativo (R^2), os resultados foram interessantes. Os impactos para variáveis macro (Inflação, Produção Industrial) e para as variáveis de mercado (BRL e BEIR 5Y) ficaram ainda mais fortes e expressivos do que no VAR baseline. Nesta configuração, cada +100bps de choque de indicador causam um impacto máximo no IPCA de -5.08% (intervalo de confiança entre -7.5% e -3.4%) vinte meses após o choque, sendo significativo estatisticamente por todo o horizonte de análise. Para produção industrial, o impacto máximo foi de -9.87% (intervalo entre -14.1% e -4.5%) no momento inicial do choque. Todas as outras variáveis apresentaram sinais corretos com relação à teoria

[42] com exceção do IPCA Serviços que apresentou resultado negativo não significativo entre os períodos 7 e 16 após o choque, mas voltando a ser significativo após esse breve período.

[43] Os dados foram extraídos do sistema Bloomberg LP com os códigos BZAA5Y Index, para a curva *zero-coupon* de NTN-B, e BZAD5Y Index, para a curva *zero-coupon* de pré LTN. Para inclusão no VAR mensal, foi usada a média mensal simples do nível da inflação implícita.

Figura 8 – Impulso-resposta do VAR alternativo



Fonte: elaborado pelo autor.

macroeconômica. O modelo apresentou raízes do polinômio característico dentro do círculo unitário e seus resíduos também não apresentaram correlação serial tanto pelo teste de Portmanteau assintótico, quanto no teste de Breusch-Godfrey para 95% de confiança.

4. EXERCÍCIOS DE ROBUSTEZ

Durante a pesquisa, diversas decisões sobre parâmetros e metodologias de estimação foram tomadas buscando maior solidez e confiança nos resultados para o objetivo do estudo. Ainda assim, nesta seção serão apresentadas a aplicação de alguns conjuntos diferentes de instrumentos, variáveis e até metodologia para testarmos a robustez dos resultados encontrados no estudo principal.

4.1 VARIAÇÕES DO INSTRUMENTO DF1

O nosso principal instrumento externo (DF1), como foi descrito na seção 2.3, engloba as surpresas de política precificados pelo contrato de DI Futuro de primeiro vencimento posterior à reunião do COPOM, coletados por meio dos preços de abertura do mercado. Nosso argumento era de que o preço de abertura, formado pelo procedimento de pré-abertura, já era suficiente para refletir de forma pura a digestão dos agentes com relação à surpresa de decisão da noite anterior. Também executamos uma limpeza nos dados eliminando os feriados pós-decisão, de modo a evitar efeito informação ao alongar o período entre a decisão e a reação dos mercados. Neste exercício fizemos algumas modificações no nosso instrumento para verificar se os resultados permaneciam os mesmos: (i) coletar as surpresas nos preços de fechamento do mercado; (ii) uma limpeza adicional nos dados ao excluir datas em que a reação do mercado pós-decisão coincidiu com divulgação de dados macroeconômicos relevantes para as expectativas dos agentes, como IPCA e PIB; (iii) tirar todos os filtros aplicados; (iv) subir o *threshold* de fricção financeira de 5bps para 10bps. Foram feitas 27 combinações de variações para o instrumento DF1 e foram analisados: (1) os testes F-Parcial Robusto de validação do instrumento; (2) formato e evolução dos IRFs em comparação com Cholesky. A despeito da suspeita de que os instrumentos pudessem ganhar validade via teste F-robusto ou ampliação da magnitude de impacto dos choques, não foram encontradas evidências claras de que mudanças na forma de coleta dos dados, ou mesmo novas exclusões além das já feitas no primeiro filtro, assim como o aumento do *threshold* de fricção financeira, causaram mudanças significativas nos resultados apresentados.

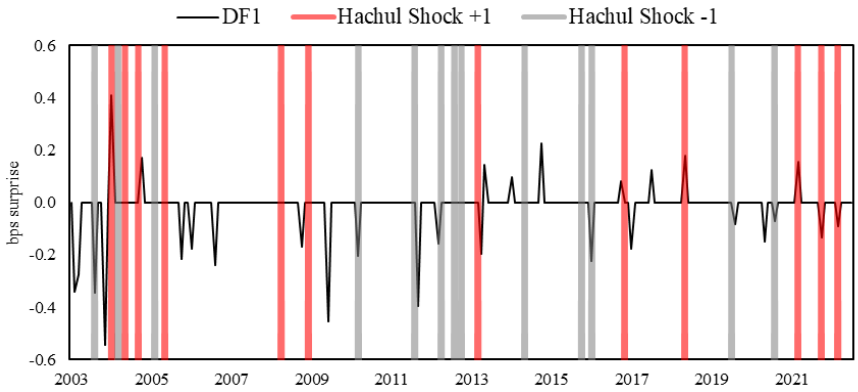
4.2 INSTRUMENTO NARRATIVO

Neste exercício resolvemos testar se a magnitude do impacto reportado nas funções impulso-resposta pela metodologia Proxy-SVAR com identificação de choques pelo método de alta-frequência no VAR *baseline* se altera quando inserimos como instrumento externo uma série de choques gerada por outra metodologia que não fosse HFI.

Em trabalho inédito a ser publicado, Hachul (2022) construiu uma série de choques exógenos de política monetária pelo método narrativo [44], analisando textualmente os comunicados pós-decisão e atas de 166 reuniões do Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil, ocorridas entre janeiro de 2003 e março 2022, a mais longa e contemporânea série de choques pelo método narrativo encontrada na literatura hoje. Parte da metodologia passou pela análise de avaliação histórica da visão dos agentes de mercado a partir de notícias de jornais à época de cada decisão, confrontando tais expectativas com a visão da autoridade monetária extraída em cada documento oficial. Os choques identificados foram classificados como -1 para um choque negativo (i.e. política monetária expansionista), e +1 para um choque positivo (i.e. política monetária contracionista).

A figura 9 mostra as diferenças entre o instrumento DF1, feito pelo método de alta-frequência, e o instrumento Hachul, feito pelo método narrativo. É possível notar que em diversas ocasiões os choques identificados pelo método narrativo também foram identificados pelo método de alta frequência, e com o mesmo sinal. Contudo, também são notados choques em que os sinais entre as duas metodologias divergem.

Figura 9 – Diferenças entre instrumentos Narrativo (Hachul, 2022) e DF1

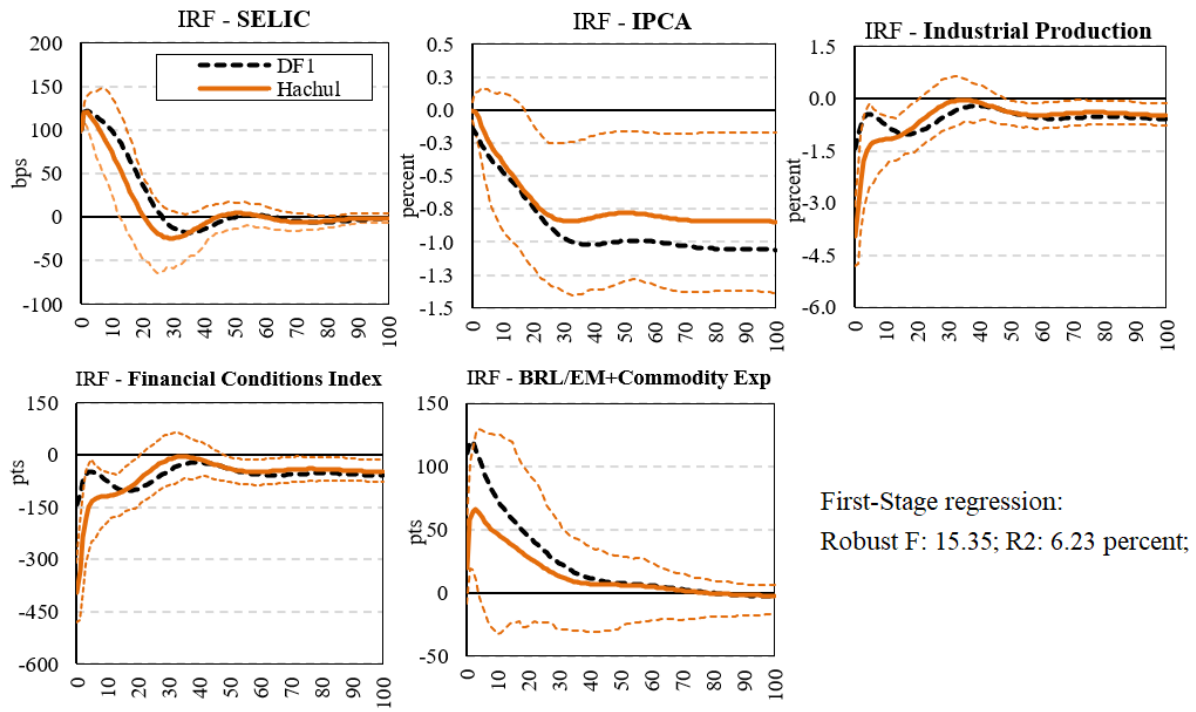


Fonte: Hachul (2022), elaborado pelo autor.

[44] Ver Friedman e Schwartz (1963) e Romer e Romer (1989).

Os testes F-parciais de primeiro estágio robustos à heterocedasticidade mostraram que foi possível rejeitar hipótese nula de instrumento fraco para a série de choques Hachul. O poder explicativo em primeiro estágio ficou em 6.23%. Na figura 10 estão os gráficos de impulso-resposta do instrumento DF1 contra o instrumento Hachul.

Figura 10 – Impulso-Resposta instrumento DF1 e Hachul



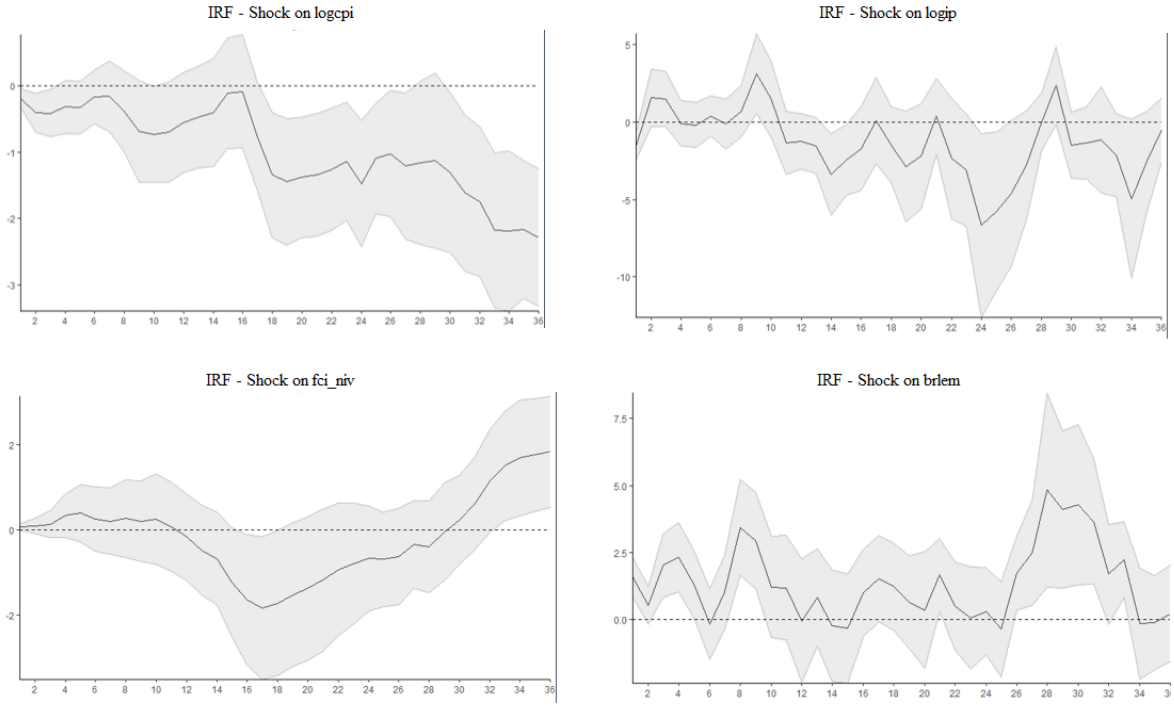
Fonte: elaborado pelo autor.

Para Selic e IPCA os impactos derivados dos dois instrumentos são semelhantes em seu formato, mas levemente diferentes em magnitude. Usando o instrumento DF1 o impacto máximo no IPCA ficou entre -1.65% e -0.48% no final do horizonte de análise, enquanto usando o instrumento Hachul o impacto máximo ficou entre -1.38% e -0.17%. Para BRL e Produção Industrial, tivemos diferenças mais relevantes. De imediato o choque de 100bps identificado na série Hachul causa uma redução da produção industrial entre -4.8% e -3.08% um mês após o choque, estabilizando-se ao redor de -0.48% no final do horizonte de análise. Enquanto no instrumento DF1 o impacto máximo na produção industrial ficou entre -2.8% e -0.63% no mês seguinte ao choque, se estabilizando ao redor de -0.59% após o choque de indicador se dissipar. Na variável de câmbio, o instrumento DF1 apresentou comportamento mais forte de valorização do Real com um choque de Selic do que o instrumento Hachul.

4.3 PROJEÇÃO LOCAL

Uma das contribuições do presente trabalho é poder organizar de forma mais sistematizada a construção de uma série de choques pelo método de HFI, aderente às particularidades do mercado brasileiro. Por isso, seria interessante testar o comportamento das variáveis do nosso VAR baseline quando inserimos nossa série de choques via HFI em outra metodologia que não a Proxy-SVAR. Nesta seção, estimamos funções de impulso-resposta por técnicas de *Local Projection*[45] usando a série DF1 como instrumento externo. Esta metodologia possui algumas vantagens[46], entre elas (i) a possibilidade de incorporar dependência de estado ao modelo de forma mais fácil; (ii) a não necessidade de impor restrições dinâmicas aos IRFs que existem nos VARs. Os gráficos foram gerados pelo pacote *lpirfs* (Adammer, 2019), com uso de mínimos quadrados em dois estágios para instrumentalizar a série de choques.

Figura 11 – Função impulso-resposta pelo método de Local Projection



Fonte: elaborado pelo autor.

Em consonância com estudos que se debruçaram sobre as diferenças entre modelos VAR e LP[47], nota-se que o desempenho da função impulso-resposta pelo método de Projeção Local é semelhante à função impulso-resposta pelo método Proxy-SVAR para horizontes bem

[45] Ver Jordà (2005).
[46] Ver Auerbach e Gorodnichenko (2013), Ramey e Zubairy (2018).
[47] Ver Plagborg-Moller e Wolf (2021)

curtos. As diferenças entre as metodologias começam de fato a surgir a partir do 17º mês após o choque de política monetária. Enquanto um choque de 100bps na Selic gerou impacto de -0.84% no IPCA pelo método Proxy-SVAR ao final de 24 meses, o método de *Local Projection* gerou impacto de -1.09%.

5. CONCLUSÕES

O presente trabalho trouxe evidências de que mudanças em alta frequência no mercado de juros futuros ao redor das decisões do COPOM são um importante instrumento para identificação de efeitos de política monetária para inflação e atividade no Brasil

Uma série de choques monetários foi gerada usando os mercados futuros de DI 1 dia da B3, considerando as particularidades e aspectos institucionais do mercado brasileiro. Um modelo Proxy-SVAR foi aplicado para um VAR Baseline de variáveis econômicas e financeiras para medir o impacto do instrumento externo sobre IPCA, Produção Industrial. Foi avaliada a robustez dos instrumentos escolhidos. O método Proxy-SVAR mostrou desempenho superior a de modelos mais tradicionais como decomposição de Cholesky. Um VAR baseline estendido mostrou o impacto deu um choque de juros sobre medidas desagregadas de inflação. Um VAR alternativo evidenciou impacto ainda mais forte quando acrescida uma medida de inflação implícita. Nos testes de robustez, o método Proxy-SVAR se mostrou consistente ao usar um instrumento externo narrativo, e a série de choques encontrada através de alta-frequência no presente estudo também teve desempenho favorável ao ser aplicado dentro de uma metodologia de Projeção Local.

APÊNDICE 1 – INDICADOR CONDIÇÕES FINANCEIRAS

Como explorado por Gaglianone e Aerosa (2016), um indicador de condições financeiras (FCI) pode ser definido como uma medida do estado corrente de variáveis financeiras que influenciam o comportamento econômico e, por tanto, o estado futuro da economia. Por possuir forte influência nos ciclos de negócios, é considerado um canal de transmissão da política monetária. E por não ser uma medida diretamente observável, é fundamental que sua construção seja abrangente o suficiente para capturar o componente *forward-looking* dos agentes econômicos através de um amplo espectro de variáveis.

O presente trabalho decidiu por construir sua própria série de Condições Financeiras por 2 razões (1) simplificação metodológica; (2) inexistência de uma série longa o suficiente que abraçasse todo o período de análise, que vai de janeiro 2003 até julho 2022. Abaixo a descrição dos componentes que fazem parte do indicador construído:

(1) Uma medida de agregados monetários: variação anual da base monetária ampliada (M2), em milhares de unidades de moeda corrente, extraído do Sistema de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS) código nº 27819;

(2) Uma medida de mercado de capitais: o *Credit Default Swap* de 2 anos, extraído do sistema Bloomberg (Ticker BRAZIL CDS USD SR 2Y Corp);

(3) Uma medida de componente externo: volatilidade implícita de 6 meses do câmbio real brasileiro contra o dólar americano, extraído do sistema Bloomberg;

(4) Uma medida de custo de oportunidade: vértice de 6 meses do Swap Pré-DI maturidade constante calculado diariamente pela B3, extraído do sistema Bloomberg (Ticker: BCSFFPDV CMPN Curncy);

(5) Uma medida do setor bancário: Taxa de inadimplência acima de 90 dias na modalidade de crédito livre dentro do Sistema Financeiro Nacional, extraído do SGS sob o código nº 21112.

Para construir um único índice, todas as séries foram linearmente transformadas em z-score, normalizadas pelo desvio padrão correspondente aos 100 meses anteriores de cada componente. Os pesos foram obtidos por Análise de Componentes Principais (PCA).

APÊNDICE 2 – POLITICAL UNCERTAINTY INDEX

O presente estudo decidiu construir uma série de Incerteza Política proprietária pois o caráter de "alta-frequência" dos nossos testes impossibilitava o uso de indicadores comuns de incerteza política existentes para Brasil, como o *Economic Policy Uncertainty index* (Baker, Bloom e Davis, 2016), ou mesmo o *Indicador de Incerteza da Economia*, divulgado pela Fundação Getúlio Vargas, ambos de base mensal.

Para a construção do índice decidimos usar o *Google Trends*, ferramenta bastante difundida entre a comunidade acadêmica pela sua abrangência, flexibilidade e zero custo. O sistema fornece acesso a uma amostra de buscas reais por uma determinada palavra-chave ou tópico efetuadas à Google e acompanhar a evolução ao longo do tempo. Dentro do sistema é possível refinar a pesquisa por critérios de país, periodicidade e tipo de busca (por imagens, notícias, compras, pesquisa do YouTube ou "web search"). Diversos estudos já usaram a ferramenta, principalmente para melhorar a acurácia de modelos de previsão[48]. A metodologia seguiu o seguinte ordenamento:

(1) Foram selecionadas palavras ou expressões que representassem o sentimento de "incerteza" com relação ao ambiente político e fiscal do país. As buscas se concentraram nas seguintes expressões: (i) "crise política"; (ii) "incerteza política"; (iii) "impeachment"; (iv) "crise institucional"; (v) "risco fiscal"; (vi) "crise fiscal", e; (vii) "delação premiada".

(2) De modo a superar problemas de amostra em função da especificidade dos dados do Google Trends, como notado em Medeiros e Pires (2021), para cada expressão inserida na ferramenta foram feitas 4 rodadas diferentes de coleta de base de dados. Após isso, para cada expressão então foi feita uma média simples das 4 rodadas de busca, para que se chegasse a um único banco de dados consolidado para cada expressão.

(3) Uma média geral foi feita usando os 7 bancos de dados, com pesos determinados através de Análise de Componentes Principais. Forma-se então um único banco de dados históricos de busca, compilando as 7 expressões, que iremos chamar de "componente de curto prazo" do nosso indicador de incerteza política.

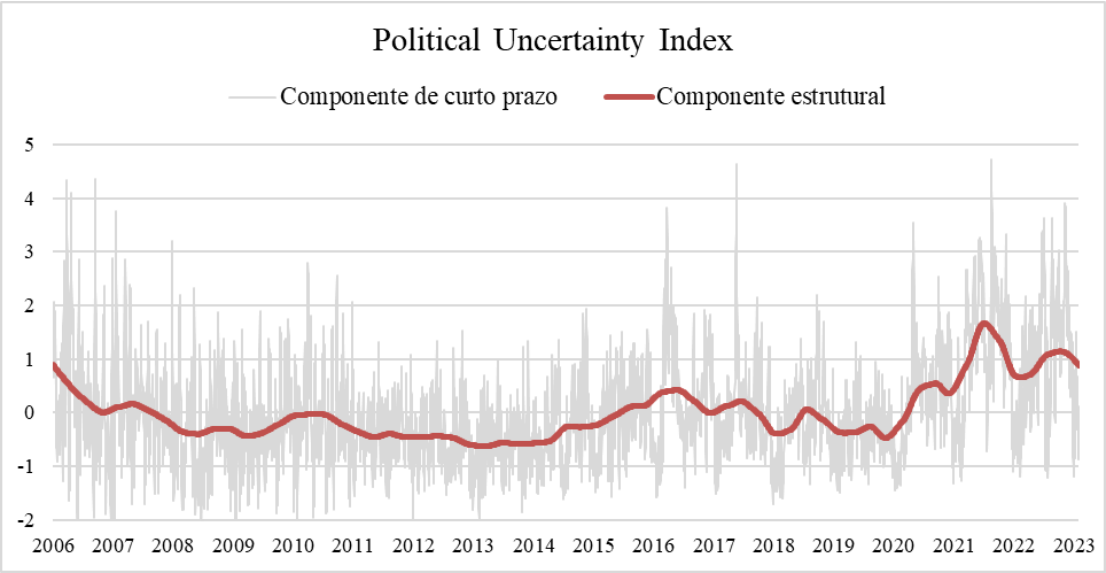
(4) Para reduzir a volatilidade dos dados diários e extrair um componente estrutural do nível de risco político, i.e., que sirva como indicador de longo prazo, foi aplicada uma regressão

[48] Ver Askitas e Zimmermann (2009), Artola e Galan (2012), Baker e Fradkin (2017).

LOESS (regressão polinomial local) com parâmetro de suavização 0.10 no componente de curto prazo.

(5) Para determinar o grau de deterioração de curto prazo do risco político, deve-se levar em consideração nível de incerteza política estrutural no momento do evento em análise. É de se esperar, por exemplo, que a frequência de buscas por uma determinada expressão seja maior em momentos de risco político estrutural mais elevado do que em comparação com as buscas em momentos de calmaria política. Deste modo, devemos olhar a variação do "hiato" de incerteza política, subtraindo o componente de curto prazo do componente estrutural.

(6) A distribuição do "hiato de incerteza" então é normalizada pelo método Z-score. O *threshold* escolhido para determinar um evento como "choque de incerteza política" foi de 3 desvios-padrões.



Fonte: elaboração própria.

REFERÊNCIAS

ADÄMMER P (2019). **lpirfs: An R Package to Estimate Impulse Response Functions by Local Projections.** The R Journal, 11(2), 421-438. doi: 10.32614/RJ-2019-052 (URL: https://doi.org/10.32614/RJ-2019-052).

AMARANTE, Gustavo C. **Changes in the Brazilian yield curve responses to monetary shocks**. Tese de Mestrado, Departamento de Economia, Pontifícia Unversidade Católica do Rio de Janeiro, 2015.

ARTOLA, C.; GALAN, E. **Tracking the future on the web**: Construction of leading indicators using internet searches. Documentos Ocasionales (Bank of Spain), 1203:255—271, 2012.

ASKITAS, N.; ZIMMERMANN, K. **Google econometrics and unemployment nowcasting**. DIW Berlin, Discussion Paper 899, 2009.

AUERBACH, Alan J.; GORODNICHENKO, Yuriy. 2013. **Output Spillovers from Fiscal Policy**. American Economic Review, 103 (3): 141-46.

BAGLIANO, Fabio C.; FAVERO, Carlo A. 1999. **Information from Financial Markets and VAR Measures of Monetary Policy.** European Economic Review 43 (4–6): 825–37.

BAKER, S.; FRADKIN, A. **The impact of unemployment insurance on job search**: Evidence from google search data. The Review of Economics and Statistics, 99 (5):756–768, 2017.

BARAKCHIAN, S. M.; CROWE, C. (2013). **Monetary policy matters: Evidence from new shocks data**. Journal of Monetary Economics, 60(8):950–966.

BAUER, Michael D.; SWANSON, Eric T. **A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification**. Forthcoming in NBER Macroeconomics Annual 2022, volume 37, Eichenbaum, Hurst, and Ramey. 2022

BERNANKE, Ben S.; BLINDER, Alan S. **The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission**. The American Economic Review Vol. 82, No. 4 (Sep., 1992), pp. 901-921.

BERNANKE, Ben S.; MIHOV, Ilian. **Measuring Monetary Policy**. The Quarterly Journal of Economics Vol. 113, No. 3 (Aug., 1998), pp. 869-902.

BERNANKE, Ben S.; BOIVIN, Jean; ELIASZ, Piotr. **Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach**. Quarterly Journal of Economics, Volume 120, Issue 1, 2002, Pp. 387-422.

BEZERRA, J. Fernandes; SILVA, Igor Ézio; LIMA, Ricardo Chaves. **Os efeitos da política monetária sobre o produto no Brasil: evidência empírica usando restrição de sinais.** Rev. econ. Contemp. V. 18, n. 2 (Aug. 2014): 296-316, Rio de Janeiro.

BOGDANSKI, Joel; FREITAS, Paulo S.; GOLDFAJN, Ilan; TOMBINI, Alexandre A. (2001), **Inflation Targeting in Brazil**: Shocks, Backward-looking Prices and IMF Conditionality. Working Paper Series, Banco Central do Brasil, nº 24.

BOUND, John, et al (1995). **Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogeneous Explanatory Variable Is Weak**. Journal of the American Statistical Association, vol. 90, no. 430, 1995, pp. 443–50.

BU, Chunya; WU, Wenbin; ROGERS, John (2021). **A unified measure of Fed monetary policy shocks**. Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 118(C), pages 331-349.

CAMPBELL, Jeffrey; EVANS, Charles; FISHER, Jonas; JUSTINIANO, Alejandro (2012). **Macroeconomic Effects of Federal Reserve Forward Guidance**. Brookings Papers on Economic Activity, pp. 1–54.

CARVALHO, Carlos; CORDEIRO, Fernando; VARGAS, Juliana. **Just Words?** A quantitative analysis of the communication of the central bank of brazil. Revista Brasileira de Economia, 67(4): 443-455, Dezembro, 2013.

CARVALHO, Marina; ROSSI, J. Júnior. **Identification of Monetary Policy Shocks and Their Effects: FAVAR Methodology for the Brazilian Economy**. Brazilian Review of Econometrics 29(2009): 285-313.

CAVALCANTI M. A. F. H. **Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência**. Economia Aplicada,v. 14, n.2, 2010.

CÉSPEDES, Brisne; LIMA, Elcyon; MAKA, Alexis. (2008). **Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models**. Rev. Bras. Econ. V. 62, n. 2, June 2008, Rio de Janeiro.

CHRISTIANO, Lawrence J; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. **What Have We Learned and To What End?** in Handbook of Macroeconomics, ed. Michael Woodford and John D. Taylor, 1999

CHRISTIANO, Lawrence J; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. **Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy**. Journal of Political Economy, Vol. 113, No. 1, February 2005.

CHRISTIANO, Lawrence J; EICHENBAUM, Martin; VIGFUSSON, Robert (2007). **Assessing Structural VARs**. NBER Macroeconomics Annual 2006. Cambridge and London: MIT Press, pp. 1-72.

COCHRANE, John. **Shocks**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 41 (December 1994): 295-364.

COCHRANE, John. **Comments on 'A new measure of monetary shocks: Derivation and implications' By Christina Romer and David Romer.** July 17 2004, presented at NBER EFG meeting.

COCHRANE, John; PIAZZESI, Monika (2002). **The Fed and Interest Rates - A High-Frequency Identification.** American Economic Review, 92(2): 90-95.

COIBION, Olivier. **Are the Effects of Monetary Policy Shocks Big or Small?** American Economic Journal: Macroeconomics, Volume 4, Number 2, April 2012, pp. 1-32(32).

COOK, Timothy; HAHN, Thomas. **The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s**. Journal of Monetary Economics, 24, issue 3, p. 331-351.

COSTA FILHO, Adonias Evaristo. **Monetary Policy in Brazil: Evidence from new measures of monetary shocks**. Estud. Econ., São Paulo, vol.47, n.2, p.295-328.

CYSNE, Rubens P. **Is There a Price Puzzle in Brazil? An Application of Bias-Corrected Bootstrap.** Ensaio Econômico da EPGE n.577, 2004.

CYSNE, Rubens P. **What Happens After the Central Bank of Brazil Increases the Target Interbank Rate by 1%?** Ensaio Econômico da EPGE n.577, 2005.

FAUST, Jon; SWANSON, Eric T.; WRIGHT, Jonathan H. (2004). **Identifying VARS based on high frequency futures data**. Journal of Monetary Economics, Volume 51, Issue 6, September 2004, Pages 1107–113.

FERNANDES, Marcelo; TORO, Juan. **O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real**. Rev. Bras. Econ., Rio de Janeiro, v. 59(1) [2005], Mar. 2005.

GAGLIANONE, W.P.; AREOSA, W.D. (2016). **Financial Conditions Indicators for Brazil**. BCB, Working Paper 435.

GERTLER, M.; KARADI, P. (2015). **Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity**. American Economic Journal: Macroeconomics, 7(1):44–76.

GÜRKAYNAK, Refet S.; SACK, Brian; SWANSON, Eric. **The Sensitivity of Long-Term Interest Rates to Economic News: Evidence and Implications for Macroeconomic Models**. American Economic Review, Vol. 95, No. 1 (Mar, 2005), pp. 425-436.

HERWARTZ, Helmut; ROHLOFF, Hannes; WANG, Shu (2020). **Proxy-SVAR identification of monetary policy shocks – Monte Carlo evidence and insights for the US**. Discussion Papers, No. 404, University of Göttingen, Center for European, Governance and Economic Development Research.

HOLLAND, Márcio De Brit; da SILVA, Ana Lúcia Pinto. (2014). **Liquidez De Mercado, Curva De DI Futuro e A Taxa De Juros Dos Títulos Públicos Prefixados:** Evidências Para o Brasil. Anais do XLI Encontro Nacional de Economia, 134, ANPEC.

JAROCINSKI, M.; KARADI, P. (2020). **Deconstructing monetary policy surprises**—the role of information shocks. American Economic Journal: Macroeconomics, 12(2):1–43.

JORDÀ, Oscar. **Estimation and inference of impulse responses by local projections**. American Economic Review, v. 95, n. 1, p. 161-182, 2005.

KING, Robert; PLOSSER, Charles; STOCK, James; WATSON, Mark W. (1991). **Stochastic Trends and Economic Fluctuations.** American Economic Review, 81 (4) September 1991, 819-840.

KOHLSCHEEN, E. (2011). **The impact of monetary policy on the exchange rate:** puzzling evidence from three emerging economies. Working Paper Series 259, Central Bank of Brazil, Research Department.

KUTTNER, Kenneth N. **Monetary policy surprises and interest rates:** Evidence from the Fed funds futures markets. Journal of Monetary Economics, Volume 47(3) [2001]: 523-544, June 2001.

LIMA, Elcyon; MAKA, Alexis; ALVES, Paloma. (2011). **Monetary Policy and Exchange Rate Shocks in Brazil:** Sign Restrictions versus A New Hybrid Identification Approach. Brazilian Review of Econometrics. 31. 10.12660/bre.v31n12011.3410.

LUPORINI, Viviane. **The Monetary Transmission Mechanism in Brazil:** evidence from a VAR analysis. Estudos Econômicos (USP. Impresso), v. 38 (2008): 07-30.

MENDONÇA, Mario; MEDRANO, Luís; SACHSIDA, Adolfo. **Efeitos da Política Monetária na Economia Brasileira:** Resultados de um Procedimento de Identificação Agnóstica. Pesquisa e Planejamento Econômico, 40(3) [2010]:367-394.

MINELLA, André. **Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000):** a VAR estimation. Rev. Bras. Econ., Rio de Janeiro, v. 57(3): 605-635, Sept. 2003.

MIRANDA-AGRIPPINO, Silvia; RICCO, Giovanni. 2021. **The Transmission of Monetary Policy Shocks**. American Economic Journal: Macroeconomics, 13 (3): 74-107.

NAKAMURA, Emi; STEINSSON, Jón. **High Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality:** The information Effect. Quarterly Journal of Economics, 133 3 (2018), 1283-1330.

OLIVEIRA, Fernando N.; RAMOS, Leonardo. **Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no Brasil**. Trabalhos para discussão nº 238, Banco Central do Brasil, abril 2011.

PEREIRA, Fabiano M.; PEDRAS, Guilherme B. V.; GRAGNANI, José A. (2009). **Mercado Secundário da Dívida Pública Federal.** Em: A. Caputo Silva, L.O. de Carvalho & O.L. de Medeiros. Dívida Pública: Experiência Brasileira, Secretaria do Tesouro Nacional, Banco Mundial. Cap 6, Parte 3, páginas 415-441.

PIAZZESI, Monika; SWANSON, Eric T. (2008). **Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy**. Journal of Monetary Economics, Volume 55, Issue 4, May 2008, Pages 677–691.

R Core Team (2021). **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. URL https://www.R-project.org/

RAMEY, V. A. (2016). **Macroeconomic shocks and their propagation.** In Handbook of Macroeconomics, volume 2, pages 71–162. Elsevier.

RAMEY, V.A.; ZUBAIRY, S. 2018. **Government spending multipliers in good times and in bad**: evidence from 20th century historical data. Journal of Political Economy 126(2): 850-901.

RAMOS, Pedro Lutz. **Ensaios sobre Política Monetária, Forward Guidance e Credibilidade**. Repositório Digital da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2016.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. **Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz**. NBER Macroeconomic Annual 1989.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. **Identification and the Narrative Approach: A Reply to Leeper**. Journal of Monetary Economics 40 (1997): 659-665.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. **Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates**. American Economic Review, June 2000, 90(3), pp. 429–57.

ROMER, Christina D.; ROMER, David H. **A New Measure of Monetary Policy Shocks: Derivation and Implications**. American Economic Review, 94(4) (Sep 2004): 1055-84.

RUDEBUSCH, Glenn. **Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?** International Economic Review, Vol. 39, No. 4, Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance (Nov, 1998), pp. 907-931.

SANTOS, Francisco L.; GARCIA, Márcio G. P.; MEDEIROS, Marcelo C. (2016). **The High Frequency Impact of Macroeconomic Announcements in the Brazilian Futures Markets**. Brazilian Review of Econometrics, Sociedade Brasileira de Econometria - SBE, vol. 36(2), November.

SIMS, Christopher A.; TAO, Zha, (2006a) **Were there Regime Switches in U.S. Monetary Policy?** American Economic Review, Vol. 96, No. 1 (Mar, 2006), pp. 54-81.

SLUTZKY, Eugen. **The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes**. Econometrica, Vol. 5, No. (2) (April 1937), pp. 105-146.

SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. **An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area**. Journal of the European Economics Association, Volume 1, Issue 5, pages 1123–1175, September 2003.

SMETS, Frank; WOUTERS, Raf. **Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach**. American Economic Review, 97(3) June 2007: 586-606.

STAIGER, Douglas; STOCK, James H. (1997). **Instrumental Variables Regression with Weak Instruments**. Econometrica, vol. 65, no. 3, 1997, pp. 557–86.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **What's New in Econometrics–Time Series, Lecture 7: Structural VARs**. NBER Summer Institute Minicourse 2008: Cambridge, Mass.: National Institute for Economic Research.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W. **Factor Models and Structural Vector Autoregressions in Macroeconomics.** forthcoming Handbook of Macroeconomics, eds. John B. Taylor and Harald Uhlig.

TYLER J. Pike (2022). **sovereign: State-Dependent Empirical Analysis**. R package version 1.2.1. https://CRAN.R-project.org/package=sovereign

UHLIG, H. (2005). **What are the effects of monetary policy on output? results from an agnostic identification procedure**. Journal of Monetary Economics, 52(2):381–419.

VIEIRA, Ricardo C. G.; GONÇALVES, Carlos E. S. **Um estudo sobre os impactos da surpresa da política monetária na atividade econômica brasileira.** Economia Aplicada, vol.12 (2) [2008]: 199-213.

WU, C. F. J. (1986). **Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis**. Annals of Statistics, 14, 1261–1295.

ZEILEIS, Achim; HOTHORN, Torsten (2002). **Diagnostic Checking in Regression Relationships**. R News 2(3), 7-10. URL https://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/