

"Efeito Meia-Entrada": O Impacto dos Empréstimos Subsidiados do BNDES no Mercado de Crédito Brasileiro

Maria Paula Pinto de Andrade*

Área 6 - Macroeconomia

Resumo

Segundo dados do FMI de 1996 a 2018, o Brasil possui a maior média de Taxa de Juros Real entre os países que seguem o Regime de Metas de Inflação. Entre os fatores estruturais e conjunturais que justificam tal performance, a participação do crédito direcionado é apontada como uma das principais causas da obstrução parcial do Canal de Crédito, um dos mecanismos de transmissão de Política Monetária. Através de um modelo do tipo Vetor Autorregressivo (VAR) e dos exercícios de Função de Impulso Resposta (FIR) e Decomposição da Variância (DECV), analisou-se a natureza dos comovimentos e as características das reações da Taxa de Juros Livre e da Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP), pactuada em operações do BNDES, a choques aleatórios na Taxa Básica de Juros (SELIC). Os resultados mostraram que a sensibilidade da Taxa de Juros para Recursos Livres é maior do que a da TJLP quando submetidas a choques de Política Monetária e que a participação da SELIC na Decomposição da Variância da TJLP é substancialmente menor comparada a sua atuação na variância da Taxa de Juros Livre. As respostas dos exercícios sugerem que o BNDES contribui para a perda de eficácia da Política Monetária (Efeito Meia-Entrada) e colabora com o aumento proporcionalmente maior da Taxa Básica de Juros do que o faria em um cenário com menor participação do crédito direcionado.

Palavras-chave: Meia-entrada. BNDES. Política Monetária. Crédito Subsidiado.

Classificação JEL: E51, E52, H81.

Abstract

According to IMF data from 1996 to 2018, Brazil has the highest average Real Interest Rate among the countries that follow the Inflation Targeting Regime. Among the structural and conjunctural factors that justify such performance, the role of directed credit is pointed out as one of the main causes of the partial obstruction of the Credit Channel, one of the mechanisms of transmission of Monetary Policy. Through a Vector Autorregressive model (VAR) and the Impulse Response Function (IRF) and Variance Decomposition (FEVD) exercises, the nature of the movements and the characteristics of the Free Interest Rate reactions were analyzed. and the Long Term Interest Rate (TJLP), agreed in BNDES operations, to random shocks in the Basic Interest Rate (SELIC). The results showed that the sensitivity of the Interest Rate to Free Resources is greater than that of TJLP when subjected to monetary policy shocks and that the participation of SELIC in the Decomposition of Variance of TJLP is substantially lower compared to its performance in the variance of the Rate Free Interest. The answers to the exercises suggest that the BNDES contributes to the loss of effectiveness of the Monetary Policy (Half-Price Entry Effect) and it contributes to the proportionally larger increase in the Basic Interest Rate than it would in a scenario with less participation of earmarked credit.

Keywords: Half-Price Entry. BNDES. Monetary Policy. Earmarked Credit.

JEL Code: E51.E52.H81.

*Graduada em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco (UFPE). Contato: mpaula.pandrade@gmail.com. Este artigo é uma versão compacta do trabalho de iniciação científica orientado pelo Prof^o.Dr. Marcelo Eduardo Alves (Pimes IUFPE).

1 Introdução

O Brasil é o país que, historicamente, possui uma das maiores taxas de juros real na comparação entre economias que seguem o regime de metas de inflação (Segura-Ubiergo, 2012). Alguns fatores de natureza fiscal, histórica e institucional explicam essa realidade de forma clara. No entanto, uma razão menos óbvia relacionada a alta taxa de juros, uma das maiores restrições ao crescimento econômico brasileiro, pode estar em uma peculiaridade no desenho e na operacionalização da política de desenvolvimento econômico brasileira: a segmentação do mercado de crédito.

O histórico brasileiro de altas taxas de juros pode ser explicado por razões estruturais e institucionais, tais quais o risco de calote da dívida pública, baixos níveis de poupança doméstica, fragilidade institucional e o episódio de hiperinflação na década de 1980. De acordo com Obstfeld e Rogoff (2000), as ameaças de calote do Brasil no período de 1824 a 2004 minaram a credibilidade dos investidores provocando o aumento da taxa de juros pela incorporação do prêmio ao risco, ainda que o Brasil tivesse baixos patamares de dívida pública àquela época. Porém, essa explicação carece de evidências empíricas conclusivas ou consensuais.

Além disso, a implementação da meta de superávit primário e a aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal, em 2000, contribuíram consideravelmente para o aumento da disciplina fiscal, a redução dos déficits fiscais do setor público e, por consequência, possibilitou o resgate da credibilidade do investidor e a diminuição da taxa de juros via redução do prêmio ao risco de calote. No entanto, a introdução de políticas que favoreceram a disciplina fiscal e a escassez de evidências empíricas robustas fragilizam o argumento de que a incorporação do prêmio ao risco em decorrência da dívida pública é o principal responsável pelas altas taxas de juros brasileiras.

Os baixos níveis de poupança doméstica são um dos principais entraves ao crescimento econômico brasileiro (Hausmann, 2008) e podem ser potencialmente explicados pela falta de incentivos que afetam a capacidade de poupar. No Brasil, a densa estrutura tributária e o arranjo previdenciário, baseado na poupança compulsória dos trabalhadores, são obstáculos à criação de uma cultura de poupança voluntária¹. Segundo a teoria clássica de poupança-investimento, a baixa poupança contribui para o aumento da taxa de juros de equilíbrio. No entanto, alguns países com metas de inflação, como a África do Sul e Filipinas apresentam, em média, níveis de poupança semelhantes ao Brasil e juros mais baixos, sugerindo que outras variáveis explicam as persistentes altas taxas de juros no Brasil.

A instabilidade das instituições políticas econômicas, a insegurança jurídica e a dependência do Banco Central são elencadas como as principais causas do comprometimento da credibilidade de investidores, e por isso explicariam aumento da taxa de juros via incorporação do prêmio ao risco. A dependência do Banco Central sugeriria que as decisões de política monetária obedeceriam mais às conveniências do governo do que a preservação do equilíbrio macroeconômico. Apesar de críveis, as hipóteses não têm respaldo empírico, uma vez que algumas economias com instituições mais frágeis apresentam menores níveis de taxas de juros (Gonçalves, Holland e Spacov, 2007).

Os níveis de inflação reduziram com a introdução do Regime de Metas de Inflação² porque possibilitou que as expectativas fossem ancoradas e que a inflação convergisse para a média do grupo em 1995. Ainda assim, na comparação entre 14 países³ com Regime de Metas de Inflação o Brasil tem uma taxa de juros 2 p.p. acima da média da amostra, considerando vários fatores dentre os quais saúde fiscal, segurança institucional e poupança (Segura-Ubiergo, 2012). Em princípio, altas taxas de juros são acompanhadas de contrações na demanda doméstica, no entanto o Brasil conviveu por pouco mais de 1 década com altas taxas de juros e fortes expansões na demanda doméstica, simultaneamente (Schwartzman, 2011).

Essas evidências reforçam a desconfiança de que a participação do crédito direcionado seja uma potencial explicação para o convívio entre elevadas taxas de juros e expansões na demanda, uma vez que a segmentação

¹No artigo "Será que o brasileiro está poupanando o suficiente para se aposentar?"(2015), Ricardo Brito e Paulo Minari relatam que a maioria dos trabalhadores vislumbra benefícios de aposentadoria generosos quando comparados aos salários. Isso sugere que os trabalhadores esperam altas taxas de reposição que dispensariam, portanto, a necessidade de poupar.

²No Brasil, a meta de inflação é de 4,5% - com bandas superior e inferior de 6,5% e 2,5%, respectivamente.

³Turquia, Colômbia, Polônia, México, Romênia, Peru, África do Sul, Hungria, Filipinas, Coreia do Sul, Chile, Indonésia, República Tcheca e Tailândia.

de crédito no Brasil é responsável por imunizar parte considerável do mercado contra as variações de taxas de juros, principal instrumento de Política Monetária, e obstruir parcialmente um dos mecanismos de transmissão de Política Monetária: o Canal de Crédito. Isso implica que o Banco Central teria controle parcialmente menor sobre o mercado de crédito já que a outra parcela recebe crédito à taxas subsidiadas. Analogamente, enquanto uma parte do mercado paga "Meia-Entrada"⁴, a outra paga mais do que inteira.

A participação do crédito direcionado sugere que o Banco Central precisaria elevar a taxa Selic em uma proporção maior do que faria em caso de ausência ou menor participação do crédito subsidiado para atingir o seu principal objetivo: contrair a demanda doméstica e manter a inflação dentro da meta. Apesar da segmentação do crédito provocar o "Efeito Meia-Entrada", as consequências secundárias da participação do crédito do BNDES são igualmente preocupantes e consistem em verdadeiros entraves para o desenvolvimento econômico brasileiro, tais quais o aprofundamento das distorções alocativas.

De acordo com [Bonomo, Brito e Martins \(2015\)](#) as empresas grandes, antigas e com boa capacidade de pagamento tem maior probabilidade de se tornarem clientes do BNDES sugerindo que o banco potencializa as distorções alocativas no mercado (por seleção adversa) expulsando empresas pequenas e com maiores riscos para os bancos privados provocando o aumento da taxa de juros livre via precificação de risco e, conseqüentemente, o *spread* bancário ([De Bolle, 2015](#)). Além disso, dado que a maior parte dos recursos do BNDES derivam do Tesouro Nacional e do PIS/Pasep, os empréstimos subsidiados do BNDES trazem um elevado custo fiscal⁵.

Considerando o histórico de altas taxas de juros brasileiras e a ampliação da segmentação de crédito pelo aumento da participação dos recursos direcionados, a partir de 2008, em resposta à Crise do *Subprime*, este artigo tem o objetivo de identificar e analisar a contribuição dos empréstimos subsidiados do BNDES para enfraquecimento da eficácia da Política Monetária via a hipótese de obstrução do Canal de Crédito causada pela segmentação do mercado de crédito brasileiro e trazer evidências empíricas, ainda escassas na literatura acadêmica, que respaldem o "Efeito Meia-Entrada" e agreguem à discussão em torno das consequências adversas e menos esperadas do BNDES.

A principal hipótese deste artigo será investigada e analisada através de um modelo de séries temporais do tipo Vetor Autorregressivo e da análise comparativa do comportamento das reações da Taxa de Juros para Recursos Livres e da Taxa de Juros para Recursos do BNDES ao choque aleatório unitário na Taxa Básica de Juros, a Selic a partir dos exercícios de Função de Impulso Resposta e Decomposição da Variância. Este artigo divide-se em 5 seções incluindo esta Introdução.

2 Revisão de Literatura

2.1 Taxas de juros e Canais de Transmissão de Política Monetária

Os canais ou mecanismos de transmissão de Política Monetária são os meios pelos quais os principais objetivos do Banco Central, o controle da demanda agregada e do nível de Inflação, são operacionalizados e cumpridos. O principal instrumento de execução de Política Monetária no Brasil é a Taxa Básica de Juros (Selic) e os canais de transmissão são: (1) Canal do Valor dos Ativos ou Canal da Riqueza dos Agentes, (2) Canal do Câmbio, (3) Canal das Expectativas Inflacionárias, (4) Canal das Taxas de Mercado via Canal da Taxa Básica de Juros e (5) Canal de Crédito.

O Canal de Crédito afeta as decisões de ofertar e tomar crédito devido a alterações em seu preço, as taxas de juros. Uma elevação na taxa básica de juros provoca, então, uma redução no volume de crédito. De acordo com [Bernanke e Gertler \(1995\)](#), o canal de crédito se subdivide em dois componentes: (1) o canal tradicional de empréstimos e (2) o canal de balanço patrimonial.

⁴O termo "Meia-Entrada" é frequentemente usado por economistas, como Alexandre Schwartzman e Ilan Goldfajn, quando se referem às consequências das taxas de juros pactuadas nas operações crédito direcionado ("Meia-Entrada") para a Taxa Básica de Juros, Selic. No entanto, a autoria do termo é desconhecida.

⁵Acesse "[Quanto custam para o Tesouro os empréstimos do BNDES?](#)", por [Marcos Mendes](#).

O canal tradicional de empréstimos influencia na oferta de crédito porque a taxa básica de juros afeta o custo de captação dos bancos, o volume de depósitos e as taxas de empréstimo. Já o canal de balanço patrimonial influencia a decisão de empresas e famílias tomarem empréstimo porque variações na taxa de juros alteram o valor presente das suas dívidas e ativos, logo, influenciam a capacidade de pagamento e balizam as decisões de tomar empréstimo.

Duas consequências importantes da assimetria de informação do mercado de crédito moldam a relação entre credores e devedores e, conseqüentemente, afetam a capacidade e magnitude de propagação dos choques macroeconômicos, como os choques de política monetária: (1) o Racionamento de Crédito (Stiglitz e Weiss, 1981) e (2) o Efeito *Lock-in* (Sharpe, 1990). O racionamento de crédito ocorre como uma alternativa ao aumento da taxa de juros e implica que apenas alguns tomadores de empréstimo têm a demanda por crédito atendida, mesmo que ofertem grandes colaterais.

A elevação da taxa de juros pode minimizar o retorno esperado dos bancos ao atrair tomadores propensos ao risco e expulsar os avessos, além de incentivar os devedores a executar projetos ambiciosos e arriscados, aumentando a probabilidade de calote. O Efeito *Lock-in* se dá pelo monopólio informacional gerado a partir da relação contratual personalizada e longa entre firmas e bancos a qual garante acesso a informações e aprendizagem das características das firmas, permitindo que as instituições as usem em benefício próprio e estabeleçam contratos personalizados (Sharpe, 1990).

Os *Customer Relationships* tornam as firmas menos propensas a procurarem outro banco, dado o elevado custo da troca de intermediários financeiros inculcido no custo de repasse de informações e no risco de receber ofertas não vantajosas (Souza Sobrinho, 2003). Por isso, em caso de contração monetária ou variações negativas no balanço patrimonial dos bancos, as firmas dificilmente recorrerão a instituições financeiras em melhor situação. Dessa forma, os efeitos na economia real se darão pela queda de investimentos e redução da demanda agregada capitaneados pelo comportamento das firmas comprometidas.

2.2 Segmentação de Crédito, BNDES e Implicações

2.2.1 Segmentação de Crédito no Brasil

O Sistema Financeiro Nacional (SFN) é dividido em dois segmentos: o crédito livre e o crédito direcionado. Os principais agentes financiadores da política de direcionamento de crédito são os seguintes bancos públicos: Caixa Econômica Federal (CEF) - responsável por atuar no Sistema Financeiro de Habitação (SFH) -, Banco do Brasil (BB) - intermediador financeiro no Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) - e o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), responsável pelo financiamento de investimentos de firmas por meio de repasses financeiros e operações diretas (Barros et Al, 2018).

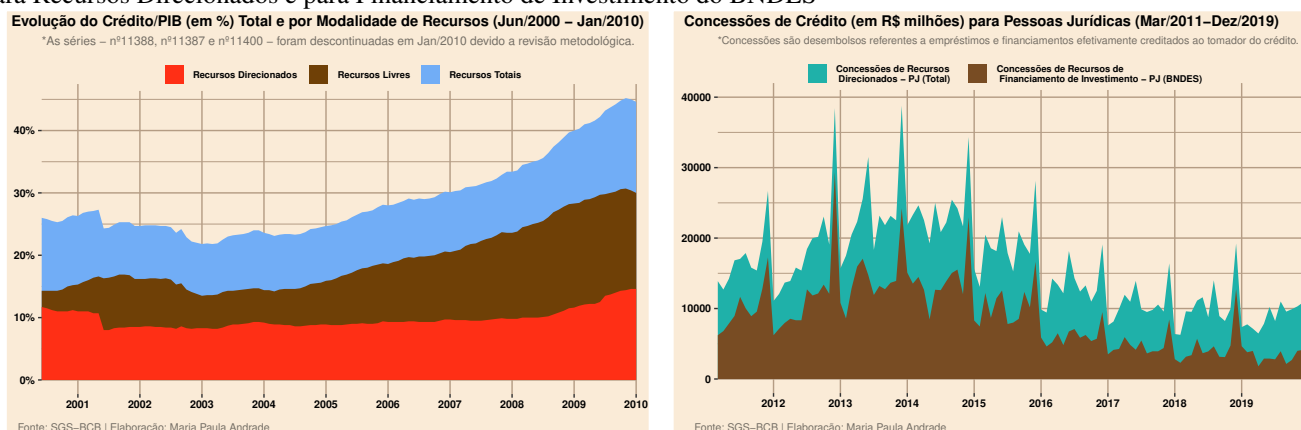
O Crédito Livre é principalmente ofertado por instituições financeiras bancárias e não bancárias privadas. A principal diferença entre o crédito livre e subsidiado está na taxa de juros cobrada nas operações financeiras. As taxas para recursos livres são livremente pactuadas entre bancos e clientes, já as taxas subsidiadas são ancoradas em restrições dadas pelo governo. A política de direcionamento de crédito segue as normatizações prescritas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) e por meio do Banco Central do Brasil (BCB) são publicadas as condições que os principais intermediários do crédito direcionado devem atender. O não cumprimento das normatizações implica em advertências e punições, tais quais multas e recolhimentos compulsórios adicionais (Barros et Al, 2018).

Em princípio, a política de direcionamento de crédito foi criada para reparar as falhas de mercado com o objetivo principal de atender projetos e firmas que eventualmente não fossem financiados pelo mercado privado. O repasse de recursos públicos a taxas subsidiadas e prazos especiais de pagamento seria direcionado a setores específicos com potencial de gerar resultados socialmente desejáveis. Dessa forma, os recursos direcionados constituem um potencial instrumento de política pública para promoção de projetos que produzam externalidades positivas (Atkinson e Stiglitz, 2015).

Em 2008, o Governo ampliou substancialmente a oferta de crédito direcionado, como uma alternativa à retração de crédito pelos bancos privados provocada pela Crise do *Subprime* e incentivou o Banco Central a reduzir o requerimento de reservas para os bancos grandes, como recompensa para a iliquidez que afetou

bancos de pequeno e médio porte. Entretanto, a expansão dos recursos direcionados não atuou apenas como um instrumento contracíclico, mas se perpetuou ativamente nos anos posteriores. Enquanto o crédito privado saltou de 25% do PIB em 2009 para 28% em 2012, o crédito público se elevou de 40% do PIB para 52% o total de crédito na economia. Apesar da ampliação do crédito ter trazido conforto financeiro durante a crise, a contínua expansão dos recursos direcionados em anos subsequentes trouxe consequências socioeconômicas preocupantes.

Figura 1: (A) Evolução do Crédito/PIB (em %) Total e por Modalidade de Recursos (B) Concessões de Crédito (em R\$ milhões) para Recursos Direcionados e para Financiamento de Investimento do BNDES



(A) Operações de crédito do SFN - Recursos direcionados - Total/PIB (nº 11388), Operações de crédito do SFN - Recursos livres - Total/PIB (nº 11387) e Operações de crédito do SFN (Risco total)/PIB (nº 11400). (B) Concessões de Recursos Direcionados Total - PJ (nº 20686) e Concessões de Recursos Direcionados do BNDES para Financiamentos - PJ (nº 20696).

2.2.2 A Atuação do BNDES e Implicações

O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico (BNDE) foi criado em 20 de junho de 1952, através da Lei nº 1628, assumindo o papel de principal órgão de implementação da política nacional de desenvolvimento econômico brasileiro, encarregado de avaliar e financiar projetos que visassem promover a industrialização do Brasil através da ampliação dos setores de metal, química e cimento. Em 1982, o Decreto Lei nº 1940 instituiu o Fundo de Investimento Social (Finsocial) no BNDE com a finalidade de considerar, avaliar e aprovar projetos que rendessem benefícios socialmente desejáveis. Naquele ano, a empresa foi renomeada para BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

O BNDES concede financiamentos através das modalidades de apoio direta, indireta e mista, dependendo da finalidade e do valor do financiamento. Dado que o BNDES não tem agências, a forma indireta de apoio conta com uma rede de instituições financeiras credenciadas responsáveis por analisar os projetos e negociar prazos, garantias e condições de pagamento seguindo regras pré-estabelecidas pelo BNDES. Nessas operações, as instituições credenciadas podem aderir apenas a algumas linhas de crédito e assumem totalmente o risco dos financiamentos, por isso têm a opção de aceitar ou recusar pedidos de crédito (Lundberg et Al, 2011).

Em 1994, a Medida Provisória nº 684 estabeleceu a TJLP (Taxa de Juros de Longo Prazo) como fator custo na composição das taxas de juros do BNDES. Em janeiro de 2018, a Lei nº 13.483/2017 estabeleceu que a TJLP fosse substituída pela TLP (Taxa de Longo Prazo) e que fosse incorporada aos novos contratos firmados a partir daquela data. Ainda que a composição da taxa de juros das linhas de financiamento do BNDES considere outros fatores (remuneração e taxa do agente), o valor final é consideravelmente menor que aquele ofertado pelas linhas de crédito livre.

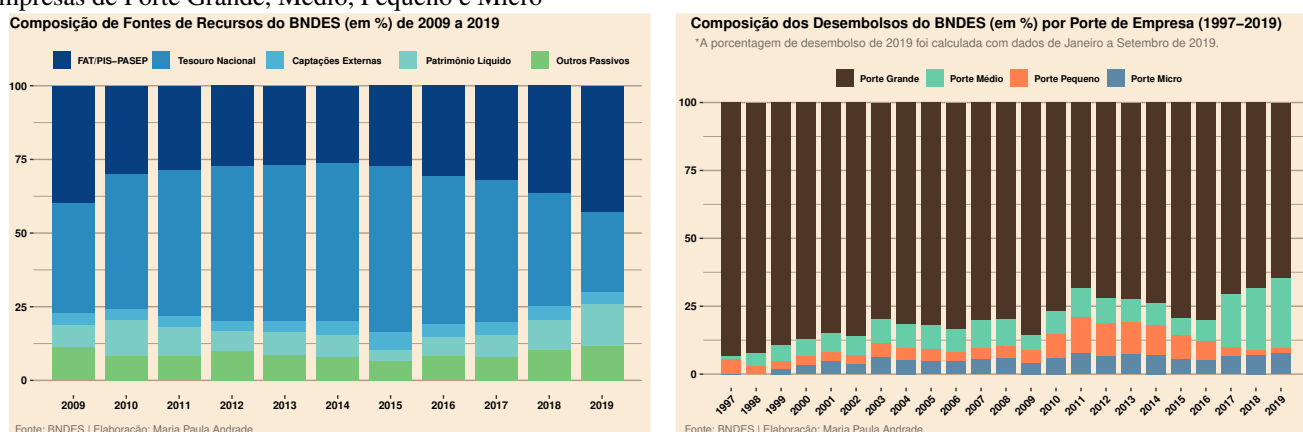
O Fundo de Amparo ao Trabalhador (FAT) era a principal fonte de financiamento do BNDES até 2008. Em 16 de junho de 2009, através da Lei nº 11.948, o Tesouro Nacional concedeu R\$ 100 bilhões para o BNDES. Já em 2010, a Lei nº 12.249 permitiu o aumento de R\$ 80 bilhões na linha de crédito do BNDES.

Por isso, a partir de 2009, os depósitos do Tesouro Nacional rebaixou o FAT a segunda maior fonte do BNDES. Isso possibilitou um aumento de 170,8% no volume das operações ativas no intervalo de apenas 3 anos (2007 a 2010), comparado a expansão de 34,2% nos cinco anos que antecederam a crise (2002 a 2007).

Em 2003, o BNDES se tornou um dos principais agentes da implementação de políticas que promoviam o vasto financiamento de firmas que pertenciam a setores específicos. A política das "Campeãs Nacionais" foi adotada em 2003, no primeiro mandato do então Presidente Luiz Inácio Lula da Silva, foi intensificada nos anos de 2006 e 2007 e se perpetuou no Governo de Dilma Rousseff, perdendo força em 2013. A ampliação dos aportes do Tesouro Nacional catapultou as operações de crédito que eram de R\$ 202,7 bilhões, em 2007, para R\$ 549 bilhões, em 2010. O volume de investimentos rendeu elevado custo fiscal que pressionou o orçamento público e elevou significativamente a Inflação em anos subsequentes.

Além de comprometer a saúde fiscal, as concessões do BNDES potencializam o problema de seleção adversa no mercado de crédito brasileiro ao exigir pré-requisitos que selecionam empresas com boa capacidade de pagamento e expulsam para os bancos privados firmas de médio e pequeno porte e com maiores riscos. Segundo o BNDES, alguns critérios⁶ para se tornar clientes do BNDES são: estar em dia com as obrigações fiscais, tributárias e sociais; apresentar cadastro satisfatório; ter capacidade de pagamento; dispor de garantias suficientes para a cobertura do risco da operação; não estar em regime de recuperação de crédito.

Figura 2: (A) Composição Percentual das Fontes de Recursos do BNDES (B) Percentual de Desembolsos do BNDES para Empresas de Porte Grande, Médio, Pequeno e Micro



(B) A classificação por porte é realizada com base na Receita Operacional Bruta Anual (ROB) ou Renda Anual da Empresa. Microempresa (menor ou igual a R\$ 360 mil), Pequena (entre R\$ 360 mil e R\$ 4,8 milhões), Média (entre R\$ 4,8 milhões e R\$ 300 milhões) e Grande (maior que R\$ 300 milhões).

Conforme identificou [Bonomo, Brito e Martins \(2015\)](#) o BNDES atrai e contempla firmas grandes, experientes, com boa capacidade de pagamento e menor risco de inadimplência. Consequentemente, as firmas pequenas, que enfrentam maior restrição de crédito, migram para os bancos privados e ampliam o *spread* bancário para Recursos Livres devido à precificação de risco de inadimplência. Algumas firmas pequenas não sobrevivem no mercado devido a sua baixa capacidade de pagamento e maior vulnerabilidade a incertezas e as que sobrevivem elevam o nível de endividamento comprometendo o seu potencial produtivo.

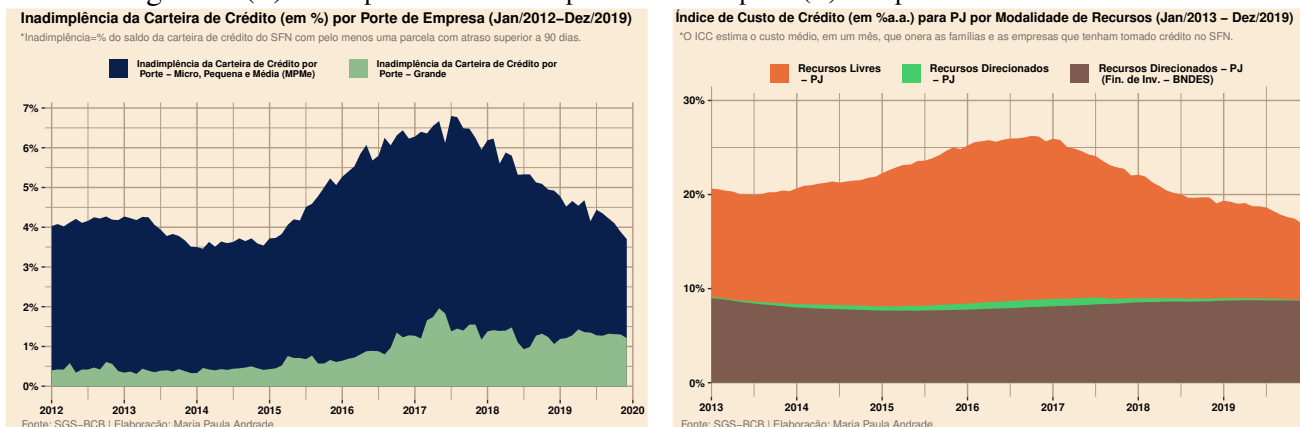
Essa dinâmica contraria o papel de um Banco de Desenvolvimento que consiste em: promover financiamento de longo prazo a firmas que são mais suscetíveis a restrição de crédito, cobrir riscos das empresas com baixa capacidade de pagamento, proporcionar o aumento gradual da participação do crédito privado e diminuir a dependência dos recursos direcionados por meio do alinhamento das taxas, prazos e prêmio de risco com aqueles praticados pelo setor privado ([De Bolle, 2015](#)).

Além disso, o BNDES pode acentuar as distorções alocativas no mercado devido aos problemas de incentivos inerentes ao próprio Setor Público ([Banerjee, 1997](#)). Os trabalhos de [Dinç \(2005\)](#), [Claessens, Feijen e Laeven \(2008\)](#) e [Khwaja e Mian \(2005\)](#) encontram evidências de que o canal de empréstimos via

⁶Os critérios foram extraídos na íntegra da seção “Quem pode ser cliente?” do site do BNDES.

bancos públicos é um instrumento de conexão política. Os artigos de [Inoue, Lazzarini e Musacchio \(2013\)](#) e [Lazzarini, Musacchio, Bandeira-de-Mello e Marcon \(2015\)](#) não encontraram evidências de um impacto consistente e duradouro BNDES no desempenho, produtividade das firmas ou no aumento da propensão em investir, conforme prevê o Banco.

Figura 3: (A) Inadimplência de Crédito por Porte de Empresa (B) ICC por Modalidade de Recursos



(A) Séries nº27703 e nº27704, respectivamente. (B) Séries nº25355, nº25358 e nº27708, respectivamente.

3 Metodologia

3.1 Dados

Os dados foram extraídos do Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS-BCB) e da Seção de Estatísticas Financeiras do Fundo Monetário Internacional.

Tabela 1: Dados

Fonte	Nº	Nome da Série	Periodicidade
IFS-FMI	-	Taxa de Juros de Empréstimos Livre (%a.a.)	jan/1997 - ago/2019
IBGE	433	Índice nacional de preços ao consumidor - amplo - IPCA (var% mensal)	jan/1980 - nov/2019
BCB-Depec	4380	PIB mensal - Valores correntes (R\$ milhões)	jan/1990 - out/2019
BCB-Demab	4390	Taxa de juros - Selic acumulada no mês	jul/1996 - dez/2019
BCB-DSTAT	7815	Taxas de juros - TJLP mensal	dez/1994 - set/2019
BCB-SCR	20019	Taxa de Juros Preferencial Brasileira (%a.a)	jan/2005 - set/2019
BCB-Depec	24363	Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br (mensal)	jan/2003 - out/2019

Algumas séries temporais foram ajustadas a fim de atender a proposta deste artigo e garantir a melhor qualidade dos resultados. As alterações feitas foram as seguintes: (1) A série de Índice de Inflação foi construída a partir dos dados de variação mensal da série nº 433, (2) As séries de Taxa de Juros de Empréstimos Livres do IFS-FMI e a nº20019 foram mensalizadas, (3) As séries nº4380 e nº24363 foram desazonalizadas pelo X-13 ARIMA SEATS⁷ e deflacionadas pelo Índice de Inflação construído em (1) tendo por base o primeiro valor de cada série e (4) Após os ajustes em (3), as séries nº4380 e nº24363 foram logaritimizadas na base 10.

O Ajuste Sazonal automático do Pacote *Seasonal* considera apenas feriados do calendário americano, por isso foi feito um procedimento de correção do ajuste sazonal considerando variáveis do calendário brasileiro, tais quais os feriados móveis de Carnaval e Páscoa e a variável de Dias úteis. Os resultados do Ajuste Sazonal

⁷O X-13 ARIMA SEATS é um programa de ajuste sazonal desenvolvido pelo U.S. Census Bureau com o Banco de Espanha, e foi implementado no Software R por Christopher Sax, em 2015. O pacote *Seasonal* dessazonaliza as séries temporais considerando das datas dos feriados fixos e móveis ([Ferreira e Mattos, 2016](#)).

manual são estatisticamente significantes, enquanto os feriados de Carnaval e Páscoa têm efeito negativo no PIB e IBC-Br, os Dias Úteis têm efeito positivo. Ambas as séries temporais passaram por transformação logarítmica e o diagnóstico final do teste QS⁸ é de que não há indícios de sazonalidade nas séries ajustadas (Ver Apêndice).

3.2 Testes de Raiz Unitária

Os testes de Raiz Unitária que foram utilizados neste trabalho foram: (1) ADF (Augmented Dickey-Fuller), (2) KPSS (Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin) e (3) PP (Phillips-Perron).

Tabela 2: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

Série	Testes		
	ADF	KPSS	PP
Taxa de Juros Livre (FMI)	N. Est.	N. Est.	N. Est.
IPCA - var%mensal (nº433)	Est.	Est.	Est.
Log - PIB (nº4380) deflc. e adj.	N. Est.	N. Est.	N. Est.
Taxa de Juros - Selic (nº4390)	Est.	N. Est.	Est.
Taxa de Juros - TJLP (nº7815)	N. Est.	N. Est.	N. Est.
Taxa de Juros Pref.(nº20019) - %a.m.	N. Est.	Est.	N. Est.
Log - IBC-Br adj (nº24363) manual	N. Est.	N. Est.	N. Est.

Obs.: Est = Estacionária, N. Est. = Não Estacionária

No teste ADF, os *lags* foram selecionados segundo o critério AIC (*Akaike Information Criterion*) e foram introduzidas as variáveis de intercepto e tendência. No teste KPSS, foram selecionados 4 *lags* de acordo com a opção “short” dada pelo teste, além disso foram consideradas as variáveis de intercepto e tendência linear. No teste PP, a ordem de defasagem foi escolhida de acordo com a opção “long” dada pelo teste e tal como os testes anteriores, a constante e a tendência linear foram incorporadas.

Os testes de Raiz Unitária são aplicados a fim de verificar a necessidade de estabilizar as séries que apresentem comportamentos não estacionários. A justificativa é que as séries estacionárias assumem comportamentos semelhantes periodicamente e, portanto, previsibilidade em sua trajetória, característica útil para análise de respostas diante de choques aleatórios no exercício de Função de Impulso Resposta e Decomposição da Variância. No entanto, [Sims, Stock e Watson \(1990\)](#) não recomendam a diferenciação ou a remoção da tendência de séries com raiz unitária, porque a estacionarização descarta informações importantes em sua trajetória e desrespeita o processo espontâneo de geração de dados.

Além disso, [Enders, W. \(2015\)](#) argumenta que o VAR visa captar os interrelacionamentos das variáveis e não determinar os seu parâmetros. Dessa forma, as trajetórias das variáveis não poderiam ser alteradas a fim de manter fielmente o modo como se relacionam e a espontaneidade do seus comportamentos. As combinações do *Baseline Model*, apresentado na seção de Metodologia Empírica, serão estimadas em nível.⁹ Porém, para identificar eventuais mudanças que podem ser explicadas pela não estacionariedade de algumas séries temporais em estudo o modelos também serão estimados na versão em diferenças e este exercício contará como teste de robustez (Ver Apêndice).

3.3 Testes de Escolha das Defasagens

Os critérios de informação avaliados para a seleção do número de defasagens dos modelos estudados (*lags*) foram: AIC (*Akaike information criterion*), BIC (*Bayesian information criterion*), HQ (*Hannan–Quinn information criterion*) e FPE (*Akaike’s Final Prediction Error*). Ao contrário do AIC e FPE, os critérios BIC

⁸A estatística QS testa a hipótese de sazonalidade residual. A hipótese nula é de que não há sazonalidade na série em questão. Quando a série temporal excede o intervalo temporal de 8 anos, o teste é aplicado na série completa e nos últimos 8 anos.

⁹Autores que analisam os efeitos da transmissão da política monetária, tais quais [Bernanke \(1992\)](#) e [Einchenbaum e Evans \(1994\)](#), optaram por estimar o VAR irrestrito em nível sob a justificativa de evitar potencial perda de informação sobre os relacionamentos das variáveis no longo prazo ([Matsumoto, 2000](#))

e HQ são consistentes. O BIC tem o poder de penalizar mais severamente os modelos com maior número de *lags*, já o HQ penaliza mais do que o AIC e menos do que o BIC.

O argumento para a penalização de modelos com maior ordem de defasagem é que a qualidade da previsão aumenta à medida que o sobreajuste se reduz.¹⁰ Por isso, a regra para a escolha do número de defasagens de cada modelo obedecerá a uma ordem de preferência dos critérios ($BIC \succ HQ \succ AIC/FPE$). Os resultados dos testes para cada modelo serão mostrados na próxima seção (tabela 4) e os testes com os modelos em diferenças encontram-se no Apêndice.

3.4 Metodologia Empírica

3.4.1 *Baseline Model*

A metodologia empregada é o Vetor Autorregressivo (VAR) (Sims, 1980) que considera 5 variáveis na seguinte ordem: PIB, Inflação, Selic, Taxa de Juros - Crédito Livre e Taxa de Juros - Crédito BNDES. Além disso, os parâmetros de constante e tendência também foram considerados. A periodicidade de todas as séries temporais é mensal. As formas estrutural (ou primitiva) e padrão (ou reduzida) do modelo são, respectivamente:

$$BY_t^{\theta,\lambda} = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{\rho} \Gamma_i Y_{t-i}^{\theta,\lambda} + \tau^{\theta,\lambda} + \varepsilon_t^{\theta,\lambda} \quad (1)$$

Onde, B é a matriz de efeitos contemporâneos, $\theta = 1$ (Taxa de Juros Livre), 2 (Taxa de Juros Livre Preferencial), $\lambda = 1$ (PIB), 2 (IBC-Br), Y_t é o vetor das variáveis dependentes, Γ_0 é o vetor de constantes, Γ_i é o vetor de coeficientes das variáveis na versão defasada e ε_t é o vetor de erros estruturais.

$$Y_t^{\theta,\lambda} = A_0 + \sum_{i=1}^{\rho} A_i Y_{t-i}^{\theta,\lambda} + T^{\theta,\lambda} + \epsilon_t^{\theta,\lambda} \quad (2)$$

Onde, $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$, $A_i = B^{-1}\Gamma_i$, $\epsilon_t^{\theta,\lambda} = B^{-1}\varepsilon_t^{\theta,\lambda}$ e T é o vetor das variáveis de tendência linear.

O modelo conta com duas séries temporais como representantes da Taxa de Juros - Crédito Livre e outras duas para o PIB. A Taxa de Juros para Crédito Livre será representada Taxa de Juros de Empréstimos Livre - %a.a. (IFS-FMI) e pela Taxa de Juros Preferencial Brasileira - %a.a. (BCB-SCR/nº20019). Ambas foram mensalizadas. O PIB será representado pela série de PIB mensal (BCB-Depec/nº4380) e pelo IBC-Br (BCB-Depec/nº24363). Ambas foram ajustadas sazonalmente e deflacionadas. Desse modo, a forma padrão do *baseline model* (equação 2) renderá 4 tipos de combinações:

$$Y_t^{1,1} = \begin{bmatrix} PIB_t \\ IPCA_t \\ SELIC_t \\ TxJLivre_t \\ TJLP_t \end{bmatrix}, Y_t^{1,2} = \begin{bmatrix} IBCBr_t \\ IPCA_t \\ SELIC_t \\ TxJLivre_t \\ TJLP_t \end{bmatrix}, Y_t^{2,1} = \begin{bmatrix} PIB_t \\ IPCA_t \\ SELIC_t \\ TxJPrefer_t \\ TJLP_t \end{bmatrix}, Y_t^{2,2} = \begin{bmatrix} IBCBr_t \\ IPCA_t \\ SELIC_t \\ TxJPrefer_t \\ TJLP_t \end{bmatrix}$$

A Taxa de Juros Livre Preferencial Brasileira (TPB) é pactuada em operações de crédito livre entre instituições financeiras e seus clientes preferenciais, com menor risco de inadimplência. Logo, são taxas mais baixas que a média das taxas de juros recorrentemente cobradas no mercado de crédito livre, pois precifica menos o risco.¹¹ A inclusão da TPB como alternativa à Taxa de Juros Livre é extremamente conveniente neste artigo, porque ela se equipara ao fator custo (TJLP) cobrado nas taxas de juros das operações de crédito

¹⁰Informações obtidas do repositório do site do Centro Swartz de Neurociência Computacional, da Universidade da Califórnia - San Diego. Para mais informações, acesse: <<https://sccn.ucsd.edu/wiki/SIFT>>.

¹¹Segundo o Banco Central do Brasil, a TPB começou a ser registrada com o objetivo de facilitar a comparação entre as taxas de juros livre praticadas entre os países, já que a Taxa de Juros Livre costumava ser comparada com as Taxas de Juros *Prime* de instituições estrangeiras.

do BNDES. Portanto, elas são comparáveis em diferentes modalidades de crédito. Os exercícios com a TPB e TJLP servirão de comparação com os resultados dos exercícios com a Taxa de Juros Livre e a TJLP, cenário em que há maior risco de inadimplência.

O IBC-Br é um índice calculado pelo Banco Central do Brasil para estimar o PIB mensal. De acordo com o Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS), o IBC-Br é calculado utilizando os dados de produção dos três setores mais os impostos. A proxy para os impostos sobre os produtos é baseada no comportamento da oferta total (produção + impostos). A inclusão do IBC-Br como alternativa ao PIB mensal é útil para considerar o efeito de expectativas que o BC tem sobre a Economia, já que o IBC-Br serve de parâmetro para a construção de outras estatísticas e baliza tomadas de decisão do BCB, como os valores da Selic.

O modelo VAR será estimado em sua forma padrão (ou reduzida) e em seguida os parâmetros estruturais serão recuperados. Dado que o número de coeficientes do VAR estrutural excede os parâmetros do VAR padrão, a Decomposição de Cholesky será aplicada à matriz de efeitos contemporâneos. Posto que a Decomposição de Cholesky atua na matriz de efeitos simultâneos, a ordem de entrada das variáveis é baseada em seus respectivos graus de exogeneidade. Dessa forma, o PIB e o IPCA são consideradas as variáveis mais exógenas, dado que a literatura sugere que um choque na taxa de juros não tem efeitos instantâneos em tais variáveis devido a rigidez de preços nominais no curto prazo (Matsumoto, 2000).

A Selic assume um papel intermediário de influência, uma vez que é calculada baseando-se nos indicadores de renda (PIB) e, principalmente, de inflação e afeta as taxas de juros cobradas por bancos e financeiras porque influencia o custo de captação de crédito. Por isso, a Selic ocupa a terceira posição na ordem de entrada das variáveis. Dentre as 5 variáveis, a Taxa de Juros Livre e a TJLP são consideradas menos exógenas, porque são mais sensíveis no curto prazo à Selic e conseqüentemente pelas variáveis que a afetam. Os arranjos recursivos observados na literatura que inclui as variáveis em estudo respaldam a ordem de entrada selecionada.

Embora a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) tenha sido substituída pela TLP (Taxa de Longo Prazo) em 1º de janeiro de 2018, os dados para a TJLP continuaram a ser calculados, registrados e divulgados nos períodos subsequentes pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) obedecendo a Lei 10.183 de 2001, uma vez que a TJLP será mantida até o fim da vigência dos contratos (maior parte de longo prazo) firmados antes de 1º de janeiro de 2018. Por isso, a TJLP será utilizada neste artigo como a representante da Taxa de Juros para o Crédito do BNDES.

Abaixo seguem duas tabelas. A primeira com as correspondências entre os nomes das variáveis e suas respectivas séries temporais e a segunda com os períodos sobre os quais os 4 tipos de combinação (θ , λ) geradas pelo *Baseline Model* se estendem, assim como os resultados do Teste de Escolha das Defasagens de acordo com os critérios de informação utilizados.¹²

Tabela 3: Variáveis e as Séries Temporais Correspondentes

Sigla da Variável	Série Temporal
PIB _t	Log - PIB (nº4380) deflc. e ajd.
IBCB _t	Log - IBC-Br (nº24363) adj
IPCA _t	IPCA -var%mensal (nº433)
SELIC _t	Taxa de Juros - Selic (nº4390)
TxJLivre _t	Taxa de Juros Livre (IFS-FMI)
TxJPrefer _t	Taxa de Juros Pref. (nº20019)
TJLP _t	Taxa de Juros - TJLP (nº7815)

Obs.: deflc=deflacionado, ajd=ajustado sazonalmente.

¹²A fim de verificar diferenças de respostas nos exercícios propostos neste artigo com a ordem de defasagem recomendada por cada critério de informação, os exercícios propostos foram replicados com diferentes valores de ρ para cada combinação (θ , γ) e os resultados foram semelhantes aos que serão exibidos na próxima seção.

Tabela 4: Resultados dos Testes de Escolha das Defasagens

(θ, λ)	Período	Critérios de Informação				Ordem de Defasagem Seleccionada
		AIC	BIC	HQ	FPE	
(1,1)	Jan/1997-Ago/2019	1	1	1	1	$\rho = 1$
(1,2)	Jan/2003-Ago/2019	10	1	3	10	$\rho = 1$
(2,1)	Jan/2005-Set/2019	1	1	1	1	$\rho = 1$
(2,2)	Jan/2005-Set/2019	10	3	1	10	$\rho = 3$

Obs.: $\theta=1$ (TxJLivre), 2 (TxJPrefer) e $\lambda=1$ (PIB), 2 (IBC-Br).

3.5 Exercícios

3.5.1 Função de Impulso Resposta

$$Y_t = \mu + \sum_{i=0}^n \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (3)$$

Onde Y_t é o vetor das variáveis dependentes no tempo presente, μ é o vetor de médias das variáveis dependentes, ϕ_i é a matriz de multiplicadores de impacto ou funções de impulso resposta - elementos que capturam a magnitude da reação a um choque aleatório de 1 unidade nas variáveis do modelo - e ε_{t-i} é o vetor com os erros estruturais defasados em i períodos. Temos que $\phi_{jk}(i)$ é o coeficiente de impacto da variável j mediante um choque aleatório na variável k realizado a i períodos anteriores. Neste artigo, a FIR será utilizada para identificar o comportamento de resposta das variáveis de Taxa de Juros para Crédito Livre e TJLP mediante choques na Selic. O exercício será replicado para as 4 combinações de vetores autorregressivos gerados pelo *Baseline Model*.

3.5.2 Decomposição da Variância

$$\omega_{jk}(h) = \frac{\sum_{i=1}^h \phi_{jk}^2(i)}{\sum_{i=1}^h \sum_{k=1}^n \phi_{jk}^2(i)} \quad (4)$$

Em $\omega_{jk}(h)$ h é o período defasado em que foram realizados choques em todas as variáveis do modelo, $\sum_{i=1}^h \sum_{k=1}^n \phi_{jk}^2(i)$ expressa os efeitos cumulativos na variável j dos choques em todas as variáveis do modelo realizados no período h e o termo $\sum_{i=1}^h \phi_{jk}^2(i)$ expressa os efeitos cumulativos na variável j dos choques na variável k realizado no período h . A DECV é um exercício semelhante a FIR que permite comparar mais detalhadamente o relacionamento entre as variáveis colocando em perspectiva a parcela da variância explicada por cada variável do modelo para todos os períodos do espaço temporal considerado. A DECV será feita para todas as variáveis de cada uma das 4 combinações de vetores autorregressivos gerados pelo *Baseline Model*.

4 Resultados e Discussão

4.1 Resultados da Função de Impulso Resposta

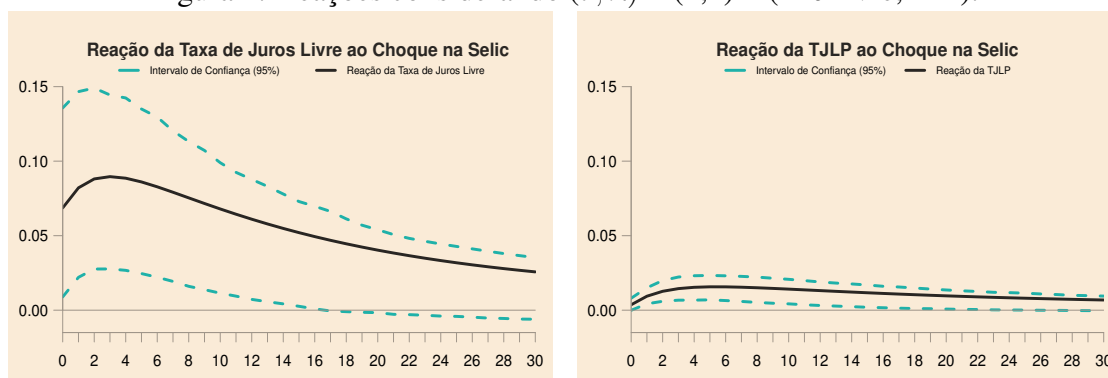
As trajetórias de resposta das variáveis de Taxa de Juros Livre e TJLP ao choque aleatório unitário na Selic em $t=0$ foram avaliadas ao longo de 30 períodos. Cada exercício foi repetido 1000 vezes através método de *bootstrapping* para construir as trajetórias de comovimento dentro do Intervalo de Confiança de 95%.

Conforme o esperado, um choque unitário positivo na Selic provocou uma reação proporcionalmente maior para a Taxa de Juros Livre do que para a TJLP¹³. Além disso, a TxJLivre reage instantaneamente ao choque na Selic, enquanto a TJLP reage apenas após 1 período. Os resultados das figuras 4 e 5 sustentam

¹³O eixo y dos gráficos de Função de Impulso Resposta pode ser interpretado como uma escala que mede a magnitude da

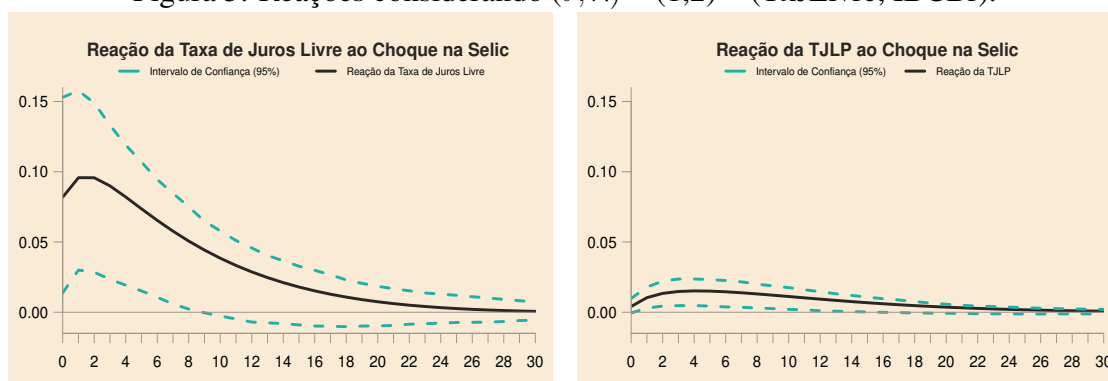
a hipótese da existência do "Efeito Meia-Entrada" no Brasil, uma vez que a TxJLivre é mais sensível à variações na Selic do que a TJLP. Além disso, a maior amplitude do Intervalo de Confiança da TxJLivre revela que as possibilidades de reações da Taxa de juros para Crédito Livre ao choque unitário na Selic têm maior magnitude confirmando que os recursos do BNDES são menos reativos a política monetária, cujo principal instrumento é a Selic.

Figura 4: Reações considerando $(\theta, \lambda) = (1,1) = (\text{TxJLivre}, \text{PIB})$.



*Elaboração própria.

Figura 5: Reações considerando $(\theta, \lambda) = (1,2) = (\text{TxJLivre}, \text{IBCBBr})$.



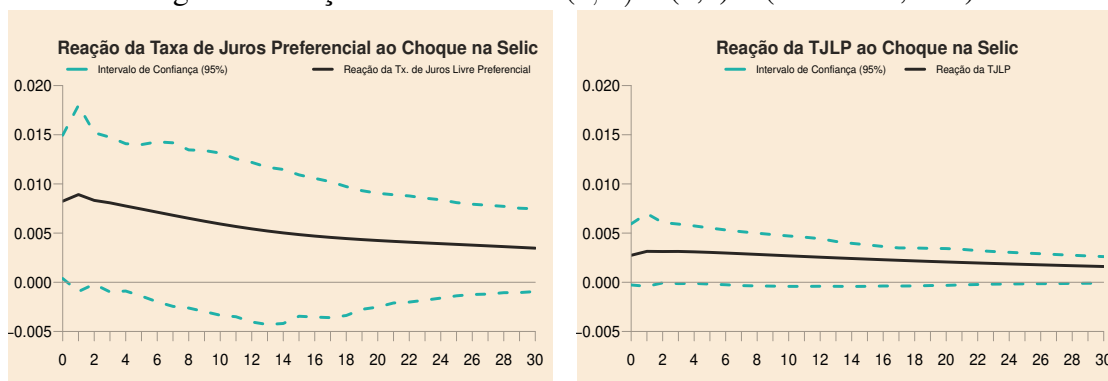
*Elaboração própria.

As Funções de Impulso Resposta das combinações (2,1) e (2,2) são semelhantes às anteriores. No entanto, a figura 3 mostra que a diferença na reação da TxJPrefer e TJLP ao choque na Selic é menos pronunciada que nos cenários (1,1) e (1,2). A TPB não é livremente pactuada entre clientes e entidades financeiras, mas apenas prevista em contratos personalizados entre os bancos e os seus clientes preferenciais, que apresentam boa capacidade de pagamento. Logo, a Taxa de Juros Livre tende a ser maior que a Taxa de Juros Livre Preferencial por incorporar uma taxa menor de precificação do risco de inadimplência.

Por outro lado, na combinação (2,2), a diferença de comportamento das respostas da TxJPrefer e TJLP a uma inovação unitária na Taxa básica de Juros é maior que a dos resultados apresentados anteriormente. A explicação que respalda a reação mais acentuada da TxJPrefer, comparada a resposta da TxJLivre é o "Efeito lock-in". Isso ocorre porque o histórico de relacionamento entre as instituições financeiras e os seus clientes *prime* rende para os bancos um elevado arcabouço informacional (Sharpe, 1990) que permite o aumento da taxa de juros para empréstimos proporcionalmente maior do que o faria caso não tivesse um contrato personalizado com o cliente em um eventual cenário de arrocho monetário. Dessa forma, dificilmente as firmas receberiam propostas personalizadas em outros bancos, aumentando o custo de procura do cliente *prime* a um patamar mais elevado que o alto nível da taxa de juros preferencial.

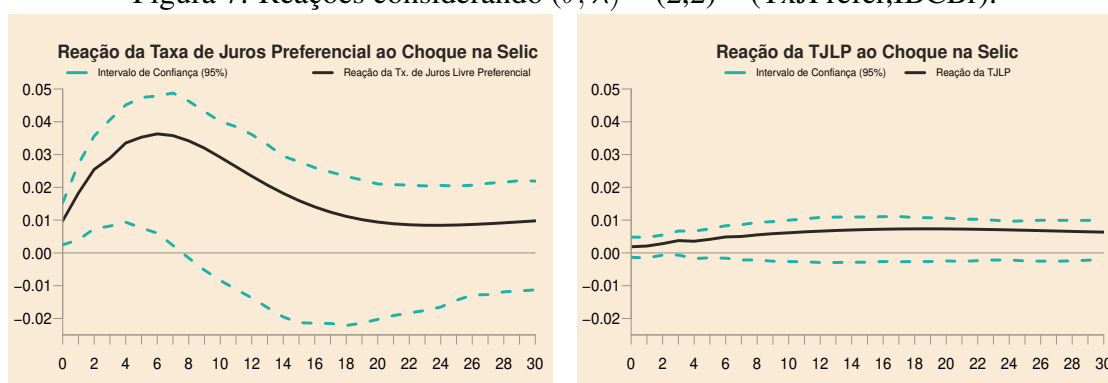
dependência ou do relacionamento das variáveis. Por exemplo, se o período 0 registra o valor 0.02 significa que um choque unitário em uma variável x_1 causou um aumento instantâneo de 0.02 unidades na variável x_2 .

Figura 6: Reações considerando $(\theta, \lambda) = (2,1) = (\text{TxJPrefer}, \text{PIB})$.



*Elaboração própria

Figura 7: Reações considerando $(\theta, \lambda) = (2,2) = (\text{TxJPrefer}, \text{IBCBr})$.



*Elaboração própria.

4.2 Resultados da Decomposição da Variância

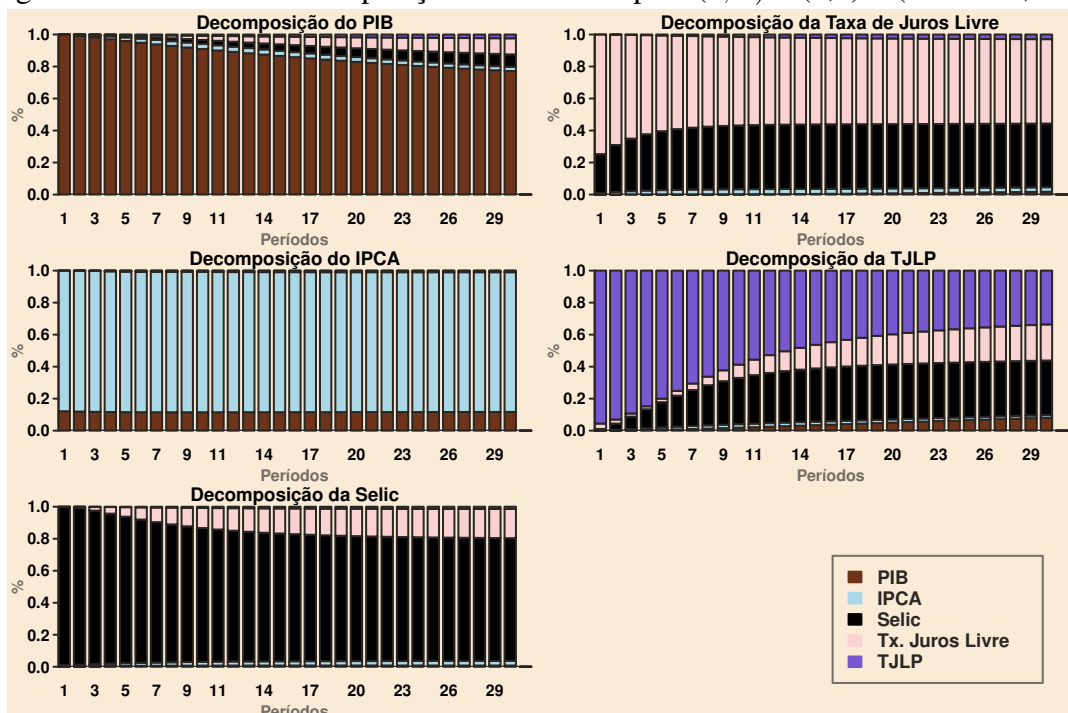
Os resultados da Decomposição da Variância para as combinações (1,1) e (1,2) exibem padrões semelhantes. As variáveis de PIB/IBC-Br e IPCA têm natureza exógena, uma vez que grande parcela da variância ao longo dos 30 períodos observados é explicada por autochoques. Em ambas combinações, a Selic também apresenta um comportamento menos exógeno comparado às variáveis TxJLivre/TxJPrefer e TJLP, sendo uma pequena parte da sua composição da variância explicada por choques na Taxa de Juros Livre e uma porção ainda menor, porém constante e uniforme pela TJLP. Entretanto, na combinação (1,2), quando o IBC-Br é considerado, a porção da variância da Selic explicada pela TJLP, ainda que pequena é levemente maior do que na combinação (1,1).

Além disso, nas figuras 8 e 9, a Selic explica parcelas maiores da variância da TxJLivre do que o faz na decomposição da variância da TJLP. Essa evidência sustenta a hipótese do "Efeito Meia-Entrada" via obstrução parcial do Canal de Crédito, enquanto principal mecanismo de transmissão de Política Monetária, uma vez que a TJLP é menos responsiva a variações na Taxa básica de Juros e o crédito do BNDES atendem uma porção não desprezível do mercado, contribuindo para que a Selic aumente em uma proporção maior para cumprir o objetivo de afetar a demanda e controlar a inflação.

As combinações (2,1) e (2,2) mostram que o PIB e o IBC-Br perdem ligeiramente a sua natureza exógena porque as frações de variância explicadas por auto-choques são menores comparados aos resultados anteriores. As figuras 10 e 11 ainda exibem diferenças interessantes em relação às figura 8 e 9, mas favoráveis ao objeto de estudo deste artigo: a TJLP ocupa uma porção maior (fig.10) e semelhante (fig.11) à TxJPrefer na decomposição da Selic. Diferentemente dos resultados anteriores, a Selic tornou-se mais endógena e porções significativas da sua variância são explicadas pela TxJPrefer e TJLP. A partir disso, é possível interpretar que o BC considera os níveis da TJLP para decidir o novo valor da Selic, sendo, então, influenciado pelos

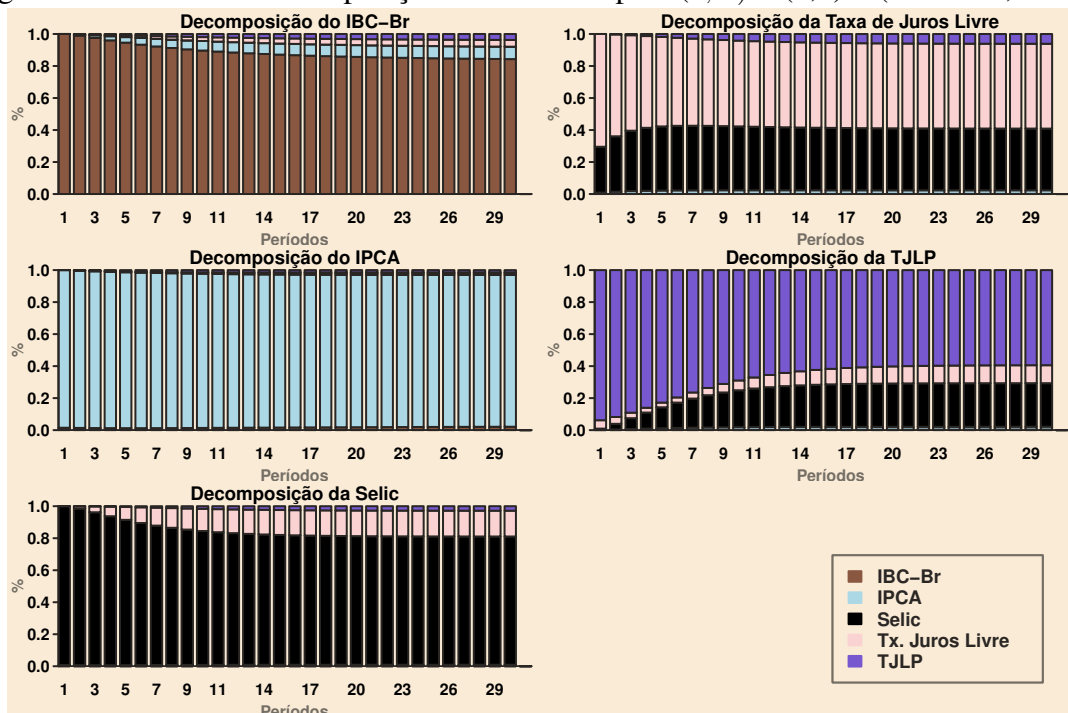
valores da taxa subsidiada pactuada pelo BNDES quando decide a Política Monetária, evidenciando o "Efeito Meia-Entrada".

Figura 8: Gráficos da Decomposição da Variância para $(\theta, \lambda) = (1,1) = (\text{TxJ Livre}, \text{PIB})$



*Elaboração própria.

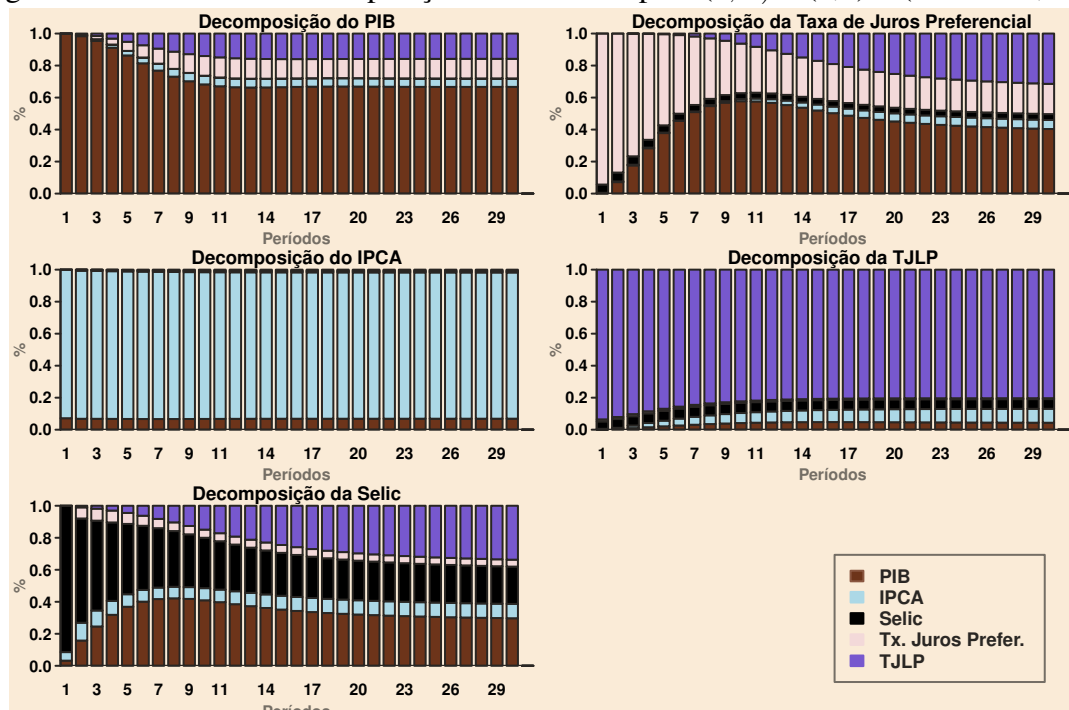
Figura 9: Gráficos da Decomposição da Variância para $(\theta, \lambda) = (1,2) = (\text{TxJ Livre}, \text{IBCB r})$



*Elaboração própria.

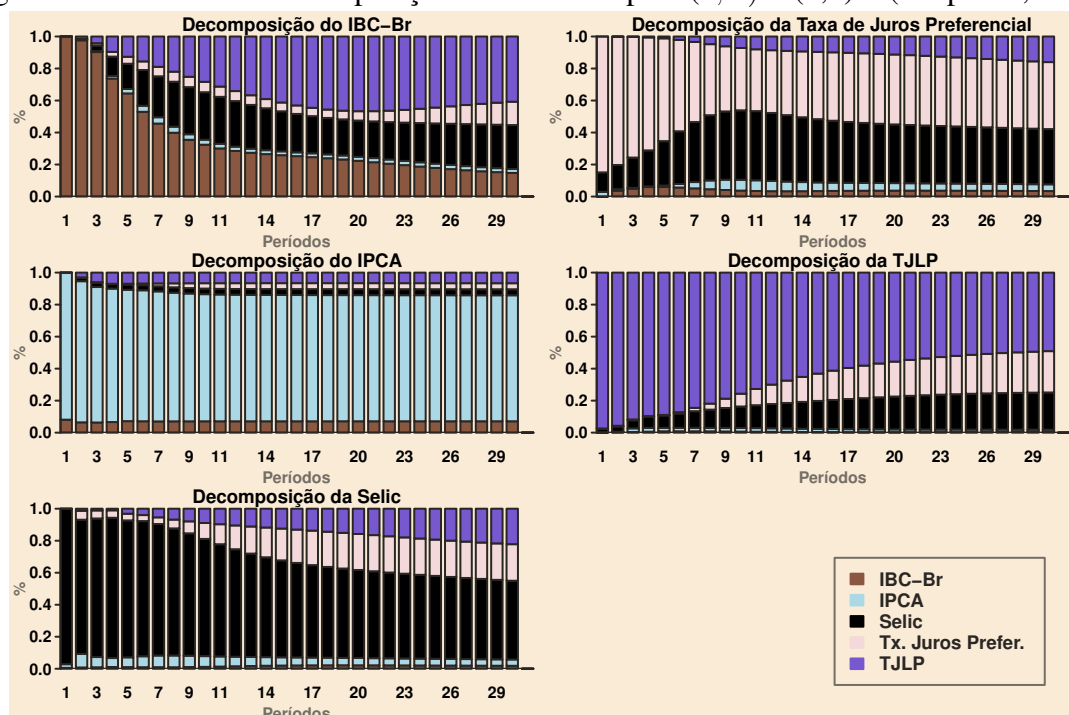
Na figura 10, o IPCA explica frações marginalmente maiores e por mais períodos na decomposição da variância da TJLP comparado ao da TxJ Prefer. É útil ressaltar que a decomposição da variância do

Figura 10: Gráficos da Decomposição da Variância para $(\theta, \lambda) = (2,1) = (\text{TxJPrefer}, \text{PIB})$



*Elaboração própria.

Figura 11: Gráficos da Decomposição da Variância para $(\theta, \lambda) = (2,2) = (\text{TxJprefer}, \text{IBCBBr})$



*Elaboração própria.

IPCA conta com parcelas uniformes das variáveis da Selic e TJLP, ao longo dos 30 períodos. Em todos os exercícios anteriores essa característica esteve presente, mas em menores proporções. Esse padrão sugere a influência da TJLP em um eventual agravamento do IPCA, por ser ineficaz no repasse de políticas de redução de inflação porque o crédito direcionado do BNDES influencia na inflação mais do que a preferencial. Na figura 11, o padrão de participação da Selic na TxJPrefer e TJLP é semelhante ao demonstrado nas figuras 8 e 9 e respalda a ideia de que a Taxa de Juros para Crédito Livre é mais sensível que a TJLP mediante choque

de Política Monetária.

Os resultados das combinações (1,2), (2,1) e (2,2) mostram que a variância do PIB e do IBC-Br é parcialmente explicada pela TJLP. Isso sugere que as taxas de juros praticadas e capitaneadas pelos BNDES influenciam nas variações de renda/demanda, um dos objetivos da Política Monetária. Essa influência na renda também pode ser atribuída ao alto volume de desembolso a empresas de grande porte, com maior capacidade de produção. Particularmente, a decomposição da variância do IBC-Br - Índice construído pelo BC para estimar o PIB - na figura 11 exibe a participação da TJLP na variável estimada para o PIB é consideravelmente mais acentuada que a atuação da Taxa de Juros Livre na modalidade Preferencial insinuando que o BC incorpora em suas decisões o fato de parte da renda do país ser influenciada por taxas de juros pouco sensíveis ao principal instrumento de Política Monetária, a Selic.

5 Considerações Finais

Este artigo teve como principal objetivo testar a hipótese de enfraquecimento da política monetária via obstrução parcial do Canal do Crédito provocada pela segmentação do mercado de crédito no Brasil, com foco nas taxas subsidiadas pactuadas nas operações do BNDES. Além disso, este trabalho visou agregar a discussão sobre as implicações do BNDES na economia fornecendo evidências empíricas que mostram o "Efeito Meia-Entrada" e, principalmente, motivar a discussão de ideias e estratégias que visam amenizar as distorções micro e macroeconômicas provocadas pelo desenho do mercado de crédito brasileiro.

No entanto, é importante destacar que os resultados fornecidos por este artigo não implicam ou depõem a favor da não participação do BNDES no mercado de crédito, dado que há evidências empíricas robustas recorrentemente discutidas na literatura acadêmica sobre a importância do papel de um banco de fomento ao desenvolvimento econômico no patrocínio de atividades socialmente desejáveis. Em vez disso, os resultados sugerem que o formato da política de desembolsos do BNDES traz ineficiências e outras consequências adversas, que contrariam a missão e os principais objetivos de um banco de crescimento econômico.

É prudente ressaltar que os resultados foram obtidos considerando o intervalo temporal de 1997 a 2019, por isso o comportamento dos dados pode ter sido afetado pelas políticas de microgerenciamento da economia, tais quais redução forçada e abrupta da Taxa Básica de Juros, barateamento das linhas de crédito e execução da política de preços administrados. É possível que, eventualmente, o comportamento das variáveis estudadas tenha atendido fraca e parcialmente à discricionariedade política do que à espontaneidade dos processos econômicos.

Ainda assim, os exercícios evidenciaram que a Taxa de Juros para Recursos Livres é consideravelmente mais sensível do que a TJLP quando submetida a choque aleatório na Selic e que o BC considera a participação do crédito do BNDES na determinação da renda e as taxas subsidiadas em suas decisões de Política Monetária. Os resultados conferem suporte empírico à ideia de que o BNDES atua fragilizando a eficácia da Política Monetária forçando o aumento proporcionalmente maior da Selic para o combate à inflação e aprofunda um dos maiores gargalos do crescimento econômico brasileiro, as altas taxas de juros, indo de encontro a sua principal função de fomento ao desenvolvimento econômico.

Referências

Atkinson e Stiglitz. *Lectures on Public Economics: Updated Edition*. [S.l.]: Princeton University Press, 2015. Citado na página 4.

Banerjee. A theory of misgovernance. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 112, n. 4, p. 1289–1332, 1997. Citado na página 6.

Barros et Al. *Presença Estatal no Mercado de Crédito: o papel dos bancos públicos e do crédito direcionado na crise de 2008*. [S.l.], 2018. Citado na página 4.

- De Bolle. Do public development banks hurt growth? evidence from brazil. *Peterson Institute for International Economics, Policy Brief PB*, v. 15, n. 16, p. 1–15, 2015. Citado 2 vezes nas páginas 3 e 6.
- Ferreira e Mattos. *Usando o R para ensinar Ajuste Sazonal*. [S.l.]: Instituto Brasileiro de Economia (FGV/IBRE), 2016. Citado na página 7.
- Gonçalves, Holland e Spacov. Can jurisdictional uncertainty and capital controls explain the high level of real interest rates in brazil? evidence from panel data. *Revista Brasileira de Economia, SciELO Brasil*, v. 61, n. 1, p. 49–75, 2007. Citado na página 2.
- Hausmann. In search of the chains that hold brazil back. HKS Working Paper No. RWP08-061, 2008. Citado na página 2.
- Lundberg et Al. *Bancos Oficiais e Crédito Direcionado—O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?* [S.l.], 2011. Citado na página 5.
- Matsumoto. *Efeitos reais da transmissão de política monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina*. Tese (Doutorado), 2000. Citado 2 vezes nas páginas 8 e 10.
- Schwartzman. Sobre jabutis e jabuticabas. *Valor Econômico*, p. 2011–07, 2011. Citado na página 2.
- Segura-Ubiergo. *The puzzle of Brazil's high interest rates*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2012. Citado na página 2.
- Sharpe. Asymmetric information, bank lending, and implicit contracts: A stylized model of customer relationships. *The journal of finance, Wiley Online Library*, v. 45, n. 4, p. 1069–1087, 1990. Citado 2 vezes nas páginas 4 e 12.
- Sims. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society, JSTOR*, p. 1–48, 1980. Citado na página 9.
- Souza Sobrinho. *Uma avaliação do canal de crédito no Brasil*. [S.l.]: Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, 2003. Citado na página 4.
- Stiglitz e Weiss. Credit rationing in markets with imperfect information. *The American economic review, JSTOR*, v. 71, n. 3, p. 393–410, 1981. Citado na página 4.

Apêndice

A. Resultados Descritivos dos Ajustes Sazonais e dos Testes Estatísticos

A.1 Resultados Descritivos para os Ajustes Sazonais no PIB e IBC-Br mensal

As séries do PIB (nº4380) mensal e IBC-Br (nº24363)¹⁴ mensal foram ajustadas pelo programa X-13 ARIMA SEATS considerando feriados móveis (Carnaval e Páscoa) e os Dias úteis de acordo com o calendário brasileiro. Além disso, o ajuste sazonal automático do Pacote *Seasonal* considera basicamente 5 tipos de *outliers*¹⁵ em dados de séries temporais: (1) *Outlier* Aditivo (AO), (2) *Outlier* de Inovação (IO), (3) Mudança de Nível (LS), (4) Mudança Temporária (CT) e (5) Mudança de Nível Sazonal (SLS). Seguem os resultados.

¹⁴Embora o Banco Central forneça a série do IBC-Br já dessazonalizada (IBC-Br - ajustada/nº24364), utilizou-se neste artigo apenas a série nº24363 ajustada manualmente pelo X-13 ARIMA SEATS considerando o Carnaval, Páscoa e dias úteis pelo calendário brasileiro, como também a série de PIB mensal (nº4380) dessazonalizada pelo mesmo programa. Ao contrário do Ajuste Sazonal realizado manualmente nesta monografia, a série nº24364 não apenas considera a Páscoa e o Carnaval, mas todos os feriados fixos e móveis do calendário brasileiro.

¹⁵Para saber mais sobre os diferentes tipos de *outliers*, acesse: <https://www.ibm.com/support/knowledgecenter/en/SS3RA7_15.0.0/com.ibm.sps.modeler.help/ts_outliers_overview.htm>.

Tabela 5: Resultados Descritivos para o Ajuste Sazonal na série do PIB mensal (nº4380)

Coefficientes	Estimativas	Erro Padrão	Z-Valor	Pr(z)
Páscoa	-0.0128217	0.0029594	-4.333	1.47e-05***
Carnaval	-0.0197761	0.0031826	-6.214	5.17e-10***
Dias Úteis	0.0021421	0.0002009	10.662	< 2e-16***
Jun/2001 (AO)	-0.0488042	0.0114454	-4.264	2.01e-05***
Mai/2018 (AO)	-0.0621968	0.0118635	-5.243	1.58e-07***
MA-Sazonal-01	-0.0979340	0.0607278	-1.613	0.107
MA-Sazonal-12	0.6565024	0.0430866	15.237	< 2e-16***

Códigos de Significância: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * 0.1 ' ' 1

Tabela 6: Resultados Descritivos para o Ajuste Sazonal na série do IBC-Br mensal (nº24363)

Coefficientes	Estimativas	Erro Padrão	Z-Valor	Pr(z)
Páscoa	-0.0143416	0.0026281	-5.457	4.84e-08***
Carnaval	-0.0262959	0.0026961	-9.753	< 2e-16 ***
Dias Úteis	0.0024586	0.0001713	14.353	< 2e-16 ***
Dez/2008 (LS)	-0.0580595	0.0102331	-5.674	1.40e-08 ***
Mai/2018 (AO)	-0.0528571	0.0083160	-6.356	2.07e-10 ***
AR-Não Sazonal-01	-0.2009170	0.0700606	-2.868	0.00413 **
MA-Sazonal-12	0.7047542	0.0529902	13.300	< 2e-16 ***

Códigos de Significância: 0 **** 0.001 *** 0.01 ** 0.05 * 0.1 ' ' 1

A.2 Testes Estatísticos: Testes de Estacionariedade e de Escolha das Defasagens

Tabela 7: Resultados dos Testes de Raiz Unitária nas Séries Temporais Diferenciadas

Sigla da Variável	Série	Testes		
		ADF	KPSS	PP
$\Delta TxJLivre_t$	Δ Taxa de Juros Livre (FMI)	Est.	Est.	Est.
$\Delta IPCA_t$	Δ IPCA - var% mensal (nº433)	Est.	Est.	Est.
ΔPIB_t	Δ Log - PIB (nº4380) deflc. e ajd.	Est.	Est.	Est.
$\Delta SELIC_t$	Δ Taxa de Juros - Selic (nº4390)	Est.	Est.	Est.
$\Delta TJLP_t$	Δ Taxa de Juros - TJLP (nº7815)	Est.	Est.	Est.
$\Delta TxJPrefer_t$	Δ Taxa de Juros Pref.(nº20019) - %a.m.	Est.	Est.	Est.
$\Delta IBCBr_t$	Δ Log - IBC-Br adj (nº24363) manual	Est.	Est.	Est.

Obs.: Est = Estacionária, N. Est. = Não Estacionária

Tabela 8: Resultados dos Testes de Escolha das Defasagens para as combinações do *baseline model* considerando as séries temporais diferenciadas.

(θ, λ)	Período	Critérios de Informação				Ordem de Defasagem Selecionada
		AIC	BIC	HQ	FPE	
(1,1)	Jan/1997-Ago/2019	8	8	8	8	$\rho = 8$
(1,2)	Jan/2003-Ago/2019	8	8	8	8	$\rho = 8$
(2,1)	Jan/2005-Set/2019	8	8	8	8	$\rho = 8$
(2,2)	Jan/2005-Set/2019	8	8	8	8	$\rho = 8$

Obs.: $\theta=1$ (TxJLivre), 2 (TxJPrefer) e $\lambda=1$ (PIB), 2 (IBC-Br).

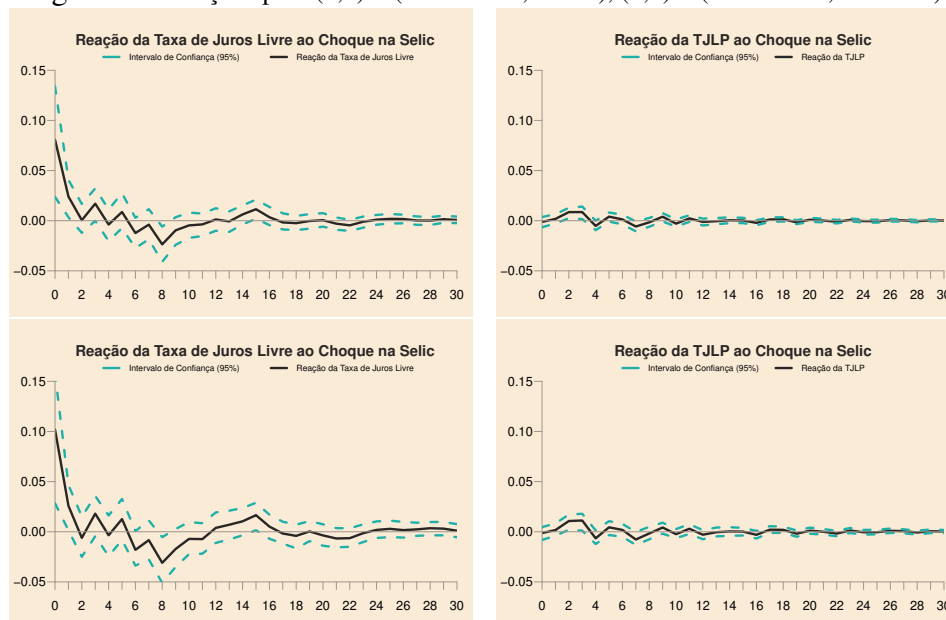
B. Teste de Robustez : Resultados da Função de Impulso Resposta e Decomposição da Variância para *Baseline Model* em 1ª diferença

B.1 Resultados da Função de Impulso Resposta

As Funções de Impulso Resposta (figs. 12 e 13) derivadas do *baseline model* em 1ª diferença apresentam intervalos de confiança mais estreitos e convergentes ao longo do 30 períodos. Os exercícios foram replicados 1000 vezes através do método de *bootstrapping*, para 30 períodos e com o Intervalo de Confiança de 95%.

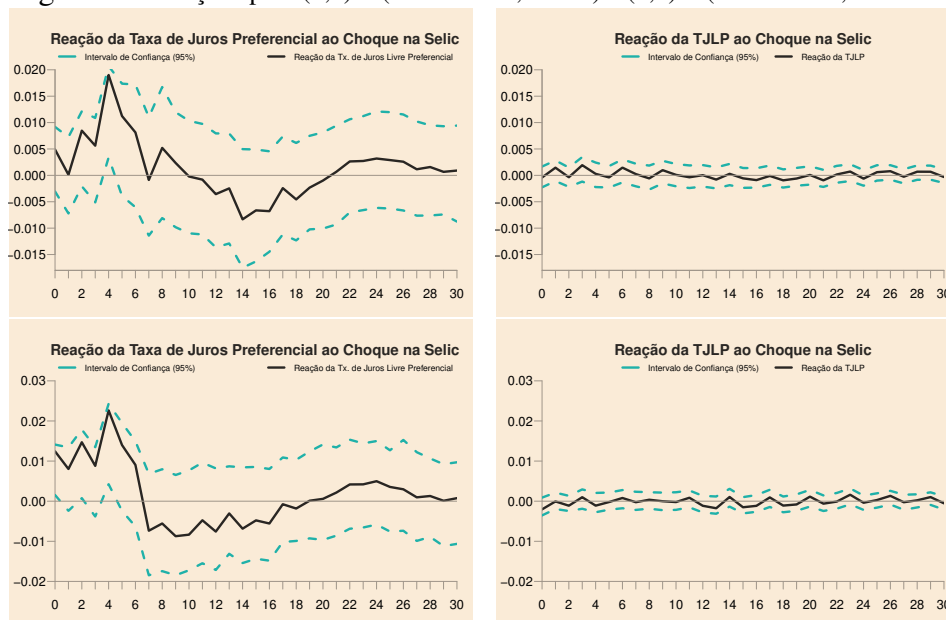
Dado que todas as séries foram diferenciadas, as séries temporais de Taxa de Juros Livre, PIB, IBCBr e TJLP se tornaram estacionárias. Isso pode justificar o afunilamento do intervalo de confiança comparado aos principais resultados. As respostas da TxJLivre, TxJPrefer e TJLP a um choque unitário na Selic tem o comportamento idêntico aos resultados em níveis e evidenciam que as taxas de juros livremente pactuadas são mais sensíveis à Selic na comparação com a TJLP.

Figura 12: Reações para (1,1) = $(\Delta TxJLivre, \Delta PIB)$, (1,2) = $(\Delta TxJLivre, \Delta IBCBr)$



*Elaboração própria.

Figura 13: Reações para (2,1) = $(\Delta TxJPrefer, \Delta PIB)$ e (2,2) = $(\Delta TxJPrefer, \Delta IBCBr)$



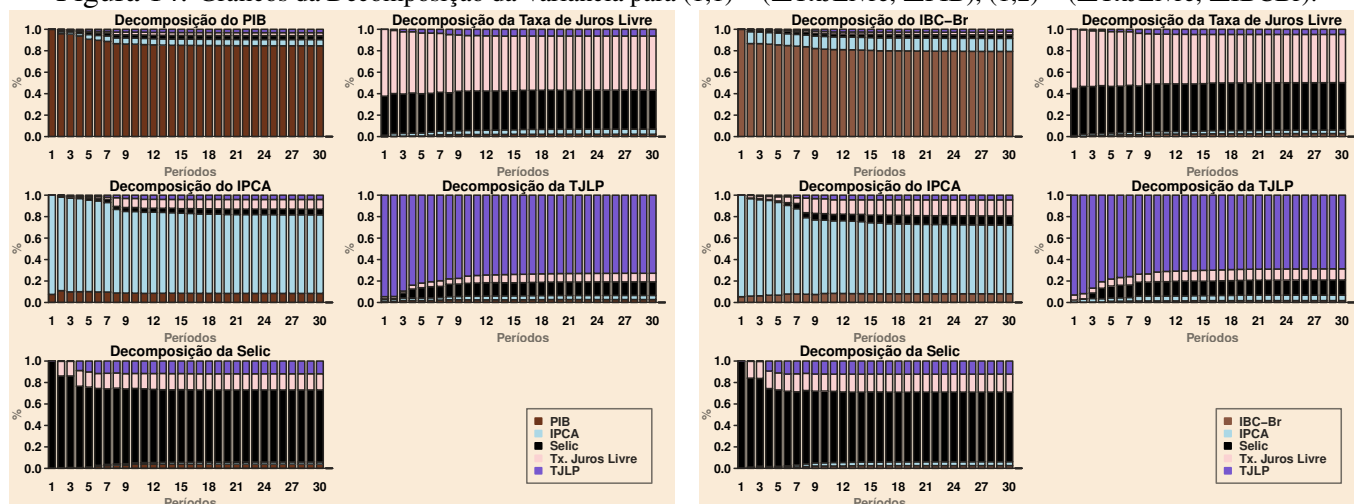
*Elaboração própria.

B.2 Resultados da Decomposição da Variância

Os resultados da decomposição da variância (figs. 14 e 15) para as 4 combinações do modelo em primeira diferença mostram que a parcela da variância das variáveis de taxa de juros livre - $\Delta TxJLivre$ e $\Delta TxJPrefer$ -

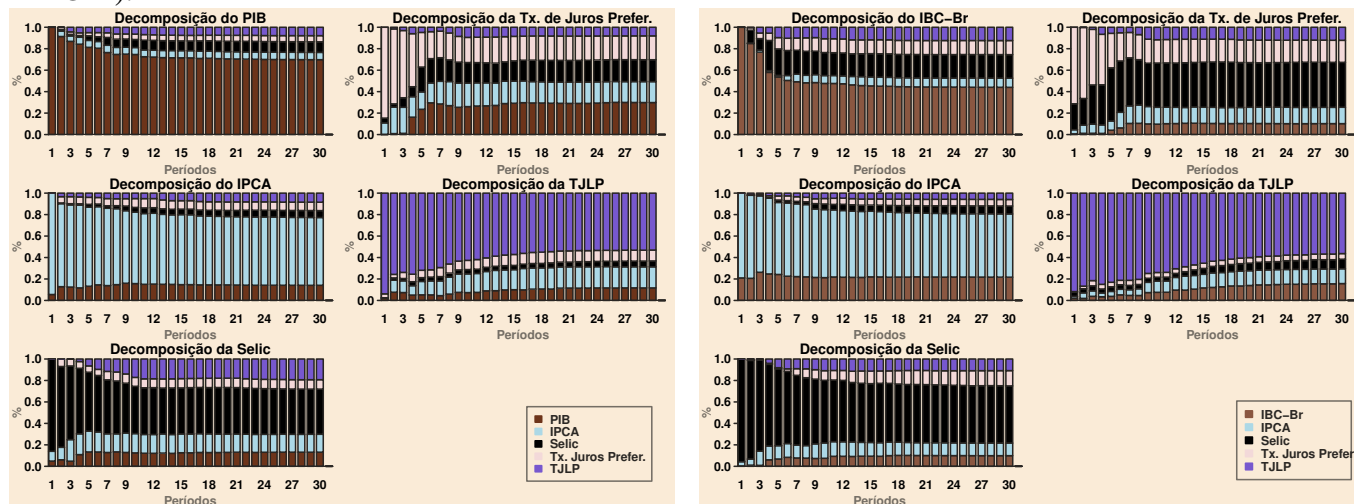
explicada por choques na Selic são substancialmente maiores que a sua participação na decomposição da variância da TJLP. Além disso, os resultados para as combinações em diferença mostram de forma mais acentuada que os modelos em nível que o IPCA explica porções iguais ou proporcionalmente maiores na variância TJLP do que o faz na decomposição da Taxa de Juros para Crédito Livre, sugerindo que a TJLP está mais fortemente relacionado aos níveis de inflação comparado a Taxa de juros Livre. Em todos os resultados a variância da Selic é influenciada por choques na TJLP indicando que o BC é influenciado pelos níveis das taxas subsidiadas para elaborar e tomar decisões de Política Monetária, evidenciando o "Efeito Meia-Entrada" identificado nos principais exercícios deste artigo.

Figura 14: Gráficos da Decomposição da Variância para $(1,1) = (\Delta TxJ\text{Livre}, \Delta \text{PIB})$, $(1,2) = (\Delta TxJ\text{Livre}, \Delta \text{IBCBr})$.



*Elaboração própria.

Figura 15: Gráficos da Decomposição da Variância para $(2,1) = (\Delta TxJ\text{Prefer}, \Delta \text{PIB})$ e $(2,2) = (\Delta TxJ\text{Prefer}, \Delta \text{IBCBr})$.



*Elaboração própria.