

## Efeitos assimétricos da política monetária sobre o investimento privado no Brasil: uma análise a partir do modelo NARDL

Igor Manoel Bezerra Roque Mendes<sup>1</sup>

Lúdyson Ramon Lira de Abreu<sup>2</sup>

Hélio de Sousa Ramos Filho<sup>3</sup>

### RESUMO

O presente artigo teve como objetivo analisar a assimetria entre a política monetária e o investimento privado no Brasil para o período de 2011 a 2019. A análise empírica realizada fez uso do modelo não linear autorregressivo de defasagens distribuídas (NARDL) proposto por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). Esse modelo permitiu inferir possíveis efeitos assimétricos da política monetária no curto e longo prazo sobre o comportamento do investimento privado no Brasil. Os principais resultados encontrados foram: I. No curto prazo, variações negativas da taxa de juros sobrepõem as positivas, tendo ambas efeitos negativos no investimento. II. No longo prazo, as variações positivas têm impactos maiores que as negativas, ainda persistindo a assimetria negativa. III. Há relação de longo prazo entre política monetária e investimento.

**Palavras-chave:** Política Monetária; Investimento Privado; NARDL.

### ABSTRACT

This paper aimed to analyse the asymmetry between monetary policy and private investment in Brazil over the 2011-2019 period. An empirical analysis carried out made use of the nonlinear auto regressive distributed lag model (NARDL), proposed by Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). This model allowed to infer possible asymmetric effects of monetary policy in the short and long term on the behavior of private investment in Brazil. The main results found were: I. In the short-run, negative changes overcome positive changes, both having negative effects on investment. II. In the long-run, positive changes overcome negative changes, still existing negative asymmetry. III. There is a long-run relationship between monetary policy and investment.

**Keywords:** Monetary Policy; Private Investment; NARDL.

<sup>1</sup> Discente do Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Brasil.  
Email: <mendesigor2@gmail.com>

<sup>2</sup> Mestrando em Economia Aplicada pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul - UFRGS, Brasil.  
Email: <ludyson1@gmail.com>

<sup>3</sup> Doutor em Economia, Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal da Paraíba - UFPB, Brasil.  
Email: <helioramos@gmail.com>

# 1 INTRODUÇÃO

Os gastos com investimentos desempenham um papel fundamental não apenas para o crescimento de longo prazo, mas também no ciclo econômico de curto prazo, por serem os mais voláteis do PIB (MANKIWI, 2014). Assim, o investimento privado é fator determinante para o crescimento econômico sustentado de uma economia. O Brasil possui um baixo grau de investimento privado quando comparado a países desenvolvidos e aos grandes emergentes. Segundo dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), a taxa média da formação bruta de capital fixo em preços correntes foi de 17,85%, entre 2011 e 2019.

As principais teorias de investimento consideram a taxa de juros sendo um dos determinantes da formação bruta de capital fixo. Para Keynes (1936) representa a taxa de retorno esperada, a qual o empresário compara com a eficiência marginal do capital para tomar a decisão de investimento. Já para Jorgenson (1963) e Tobin (1969), está associada ao custo do capital, pois para o primeiro a tomada decisão é derivada do problema de otimização da firma, enquanto o segundo admite a comparação do valor de mercado da firma com o custo de reposição do estoque de capital. Nesse sentido, o papel da política monetária é importante para determinar o nível de investimento.

Desde a década de 1990, a maioria dos países utilizam a regra de Taylor como instrumento para a realização da política monetária. O Brasil, após enfrentar restrições financeiras para manter o câmbio como âncora nominal da política monetária, adotou a regra em 1999 com o regime de metas de inflação (BOGDANSKI; TOMBINI; WERLANG, 2000).

Em Taylor (1993) é proposto que a autoridade monetária reaja, com variação da taxa de juros nominal, a variações do hiato do produto e desvios da inflação, de acordo com as preferências do Banco Central. A transmissão ocorre a partir do canal de empréstimos (*lending channel*) por influenciar o custo do crédito, assim como por mudanças nos valores de ativos financeiros pelo efeito portfólio (BERNANKE; GERTLER, 1995).

Minella e Souza-Sobrinho (2013) indicam a existência de outros canais de transmissão da política monetária: da taxa de juros para as famílias, firmas, câmbio e expectativas. todavia, a eficácia da política monetária, principalmente para o caso brasileiro, devido ao constante cenário de incertezas, é influenciada pelas expectativas futuras em torno de desequilíbrios fiscais, obsolescências das estruturas institucionais, confiabilidade e eficiência dos poderes de Estado, inflação, entre outros (CARVALHO, 2005).

Não obstante, diversos estudos se propuseram a analisar a hipótese do impacto da taxa de juros sobre a economia real. Lucas Jr (1972), ao adotar as hipóteses de expectativas racionais e flexibilidade de preços, inova o debate sobre eficácia da política monetária em seu trabalho. Seus resultados sugerem a neutralidade da moeda, argumentando que apenas choques inesperados causariam impactos na atividade econômica por meio de um erro aleatório cometido pelos agentes. Todavia, a maior parte da literatura que investiga esses efeitos corroboram com a ideia da moeda não neutra, ao menos no curto prazo (FRIEDMAN; SCHWARTZ, 1963; III; RAMEY, 2001; SIMS, 1992; BERNANKE; BLINDER, 1992; BERNANKE; GERTLER, 1995; BERNANKE; BOIVIN; ELIASZ, 2005; LUPORINI, 2008; FORNI; GAMBETTI, 2010).

Outro ponto de análise da política monetária, introduzido pelos novos keynesianos, a partir da década de 1990, são seus efeitos assimétricos. Os principais cenários se dão a partir da: I. Direção da política; II. Imprevisibilidade dos choques; III. Fase do ciclo da atividade econômica. No primeiro caso, busca-se analisar a predominância entre os choques positivos e negativos. Enquanto no segundo, se os agentes reagem de maneira diferente quando o choque não é anunciado. Por fim, o último compara a reação da economia em períodos de hiato do produto positivo e negativo.

Cover (1992) abriu a literatura investigando se há diferenças reais entre os choques positivos e negativos da política monetária nos EUA e concluiu que apenas os negativos influenciam o produto. Depois disso, Rhee e Rich (1995) faz pesquisa parecida e obtêm resultado semelhante ao de Cover (1992). Ravn, Sola et al. (2004) adicionam a essa análise os tamanhos das perturbações e concluem que há efeitos assimétricos no nível das firmas para o período pós-guerra nos EUA. Dolado e Dolores (2001), Dolado e María-Dolores

(2006) e Kaufmann (2002) avaliam a assimetria em relação a fase do ciclo real de negócios e o resultado encontrado é que em períodos de recessão os efeitos são maiores.

No Brasil, Aragón e Portugal (2009), utilizando modelos markov-switching, inferem que os choques negativos têm efeitos maiores que os positivos no produto numa fase de expansão, mas na recessão não há indícios de assimetria. Pragidis, Gogas e Tabak (2013), fazendo uso de modelos da classe TAR, encontraram assimetria para o Brasil e EUA em relação a previsibilidade e direção dos choques para a produção industrial.

Para entendimento da motivação do presente estudo, cabe explicar o contexto brasileiro do período. Entre 2011 e 2016, houve mudança na condução da política macroeconômica, do “Tripé Macroeconômico”<sup>1</sup> para a “Nova Matriz Macroeconômica”. Segundo Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), essa última era baseada na ideia de que atingir meta da taxa de inflação não dependeria da taxa de juros, mas o crescimento do produto sim. Nesse período, a política monetária oscilou entre a manutenção da estabilidade de preços, quando existia aceleração inflacionária, e hiato do produto, embora a reação do Banco Central do Brasil (BCB) era mais sensível ao último na maior parte do tempo (MEDEIROS; PORTUGAL; ARAGÓN, 2016).

Conforme Fasolo (2019), esse aumento de volatilidade, porém, contribuía para o aumento da inflação via expectativas: como forma de evitar custos de reajuste de preços, as firmas reajustavam antecipadamente com base na volatilidade da política monetária. Isso é refletido no índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) ultrapassando os dois dígitos, 10,67% em 2015, na taxa básica de juros (Selic), que saiu de 10,25% a.a. em janeiro 2011 para 14,25% a.a. em agosto de 2015, com o intuito de conter as pressões inflacionárias, e no PIB, que após crescer crescido 7,5% em 2010, decresceu 3,5% em 2015. Devido a isso, iniciou-se o debate em relação a eficiência da política monetária implantada nesse período.<sup>2</sup>

Assim, em meados de 2016, o país retomou o “Tripé Macroeconômico” de forma permanente, estabilizou a inflação, mas a atividade econômica continuou fraca, cenário propício para redução da Selic, que foi posta em prática. A tendência de queda seguiu até a última observação deste estudo, correspondente a Selic de 4,5% a.a.. Até então, o menor patamar desde a implementação do regime de metas de inflação.

Contudo, o nível de investimento privado no país não parece responder na mesma intensidade a choques positivos quando comparado aos negativos. No corte temporal de 2011 a 2013, período de afrouxamento da política monetária, o investimento não tem grandes alterações, assim como entre 2017 e 2019. Porém, no *gap* 2013 a 2016, momento em que predomina choques negativos, há uma aparente mudança de nível de investimento privado.<sup>3</sup>

Nesse sentido, o presente trabalho tem como objetivo principal responder duas perguntas: I. Há efeitos assimétricos da política monetária em relação ao investimento privado? II. A política monetária é neutra no curto e longo prazo? A análise empírica foi feita a partir do modelo não linear autorregressivo de defasagens distribuídas (NARDL) proposto por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014). O trabalho tem como principal contribuição para a literatura a análise direta da resposta assimétrica do investimento privado em relação a política monetária, até então inexistente para o Brasil.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais três seções. São essas: metodologia, resultados e conclusão. Na primeira, será apresentado a abordagem e modelo utilizado neste estudo. Enquanto na segunda, será feita a discussão dos resultados obtidos na estimação. Por fim, a última é a responsável por concluir os resultados do trabalho.

<sup>1</sup> Ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) e Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) para discussão da política monetária baseada no tripé macroeconômico.

<sup>2</sup> Os dados referentes a Selic, IPCA e PIB foram extraídos do BCB e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

<sup>3</sup> A série *proxy* do investimento privado para fazer essa análise é a Formação Bruta de Capital Fixo do IPEA por ser essa a utilizada neste estudo.

## 2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

### 2.1 DADOS

As variáveis utilizadas no modelo empírico estão dispostas no Quadro 1, tendo um total de 106 observações com frequência mensal. Também foi utilizada uma *dummy* para captar o efeito de uma quebra estrutural confirmada pelo teste sequencial de Bai-Perron<sup>1</sup>, referenciada como D2015, assumindo o valor de 1 para maio/2015 até o fim da amostra e 0 para antes desse período. Foi aplicado logaritmo natural nas variáveis  $inv_t$ ,  $inc_t$  e  $vol_t$ . A frequência dos dados é mensal e o período abrangido foi limitado para março/2011 a dezembro/2019 devido a variável  $jur_t$ , que começou a ser calculada em março/2011.

**Quadro 1** - Descrição das variáveis utilizadas no modelo

Notação	Descrição	Fonte	Referência no BCB
$i_t$	Taxa de juros - Selic acumulada no mês.	BCB	4390
$inv_t$	Formação Bruta de Capital Fixo, deflacionado e com ajuste sazonal.	IPEA	-
$inc_t$	Índice de Incerteza da Economia.	FGVDados	-
$vol_t$	Saldos da carteira de crédito - Pessoas jurídicas - Total. Sendo essa deflacionada pelo IGP-DI e dessazonalizada por X-13 ARIMA seats. Variável <i>proxy</i> para volume de crédito.	BCB	20540
$jur_t$	Taxa média mensal de juros das operações crédito - Pessoas jurídicas - Total, sendo deflacionada pelo IGP-DI. Variável utilizada como <i>proxy</i> para custo real de capital.	BCB	25434

Fonte: elaboração própria.

A variável escolhida como *proxy* para investimento privado foi a Formação Bruta do Capital Fixo calculada pelo IPEA.<sup>2</sup> Seguindo Aragón e Portugal (2009), para inferir os efeitos assimétricos da política monetária sobre o investimento privado utilizou-se a taxa de juros Selic. Outrossim, foi preciso usar variáveis *proxys* para captar os efeitos da incerteza econômica, restrição de crédito e do custo de crédito.

O Índice de Incerteza da Economia, calculado pela FGV, foi o escolhido para mensurar incerteza dos agentes em relação a economia.<sup>3</sup> Isso porque em seu cálculo pondera fatores como inflação, câmbio, mercado acionário nacional e notícias relacionadas a incerteza econômica dos principais veículos de comunicação.

<sup>1</sup> O procedimento sugerido por Bai (1997), busca testar a hipótese nula de L quebras contra L+1 quebras. O resultado do teste indicou a presença de uma quebra estrutural.

<sup>2</sup> Não foi possível utilizar a variável de Formação Bruta do Capital Fixo calculada pelo IBGE devido a essa não possuir frequência mensal.

<sup>3</sup> Outra variável testada para captar incerteza foi o EMBI+ calculado pelo JP Morgan, porém pelos testes de raiz unitária realizados, essa apresentava duas raízes unitárias, o que impede sua utilização no NARDL.

Sendo assim, é capaz de captar as incertezas de curto e longo prazo. Essa variável busca inferir o risco ao investir em capital no país, pois, mesmo que haja uma expansão monetária, o investidor pode se inibir ao considerar arriscado não ter o retorno sobre o capital empregado.

As variáveis Saldo da carteira de crédito e Taxa mensal média de juros das operações de crédito, foram incluídas para captar o efeito da restrição financeira sobre as firmas, assim como o não repasse das decisões de política monetária para o mercado, respectivamente. Segundo Luporini e Alves (2010) dado um choque na política monetária, os credores podem preferir racionar o crédito e/ou não alterar o custo do crédito. A ocorrência desse movimento está relacionado aos problemas de seleção adversa, assimetria de informação e incentivos.

## 2.2 MODELO ECONOMÉTRICO

No intuito de captar as relações assimétricas entre as variáveis de interesse, foi utilizado o modelo NARDL proposto por Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), constituindo-se em uma versão expandida do modelo autorregressivo de defasagens distribuídas (ARDL) sugerido por Pesaran e Shin (1998). Assim sendo, a partir do modelo inicial tem-se:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-i} + \beta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \alpha_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (2.1)$$

Onde  $\Delta$  é o primeiro operador de diferença,  $y_t$  é a variável dependente,  $c$  o intercepto,  $x_t$  é um vetor  $k \times 1$  de variáveis explicativas,  $\rho$  e  $\beta$  são os coeficientes de longo prazo,  $\pi$  e  $\alpha$  os de curto,  $p$  e  $q$  são as ordens das defasagens e  $e_t$  é o termo de erro. Esse modelo supõe efeito simétrico das variáveis, porém, a partir do NARDL, é possível relaxar essa hipótese, com a equação tendo a seguinte forma:

$$y_t = \alpha^+ x_t^+ + \alpha^- x_t^- + v_t \quad (2.2)$$

Onde  $v_t$  é o termo de erro estacionário com média zero que representa os desvios de longo prazo e  $\alpha_t^+$  e  $\alpha_t^-$  são os parâmetros relativos aos choques positivos e negativos de longo prazo dos regressores, respectivamente. Enquanto  $x_t$  é um vetor com  $x_0$  sendo um valor arbitrário inicial e  $x_t^+$  e  $x_t^-$  sendo os regressores decompostos, referente às somas parciais das parcelas positivas e negativas:

$$x_t = x_0 + \alpha^+ x_t^+ + \alpha^- x_t^- \quad (2.3)$$

$$x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_j^+; 0) \quad (2.4)$$

$$x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_j^-; 0) \quad (2.5)$$

Como resultado da combinação da equação (2.2) com a equação (2.1) do modelo ARDL tem-se a forma do NARDL:

$$\Delta y_t = c + \rho y_{t-i} + \beta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} (\pi^+ \Delta x_{t-i}^+ + \pi^- \Delta x_{t-i}^-) + e_t \quad (2.6)$$

Devido ao objetivo do trabalho consistir na investigação das relações assimétricas entre política monetária e investimento privado, apenas a taxa de juros Selic foi decomposta. Assim, a equação estimada

tem o seguinte formato:

$$\Delta inv_t = \theta_i X_{t-i} + \sigma D2015 + \sum_{i=1}^{p-1} \Delta A_i inv_{t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} (\gamma^+ \Delta i_{t-i}^+ + \gamma^- \Delta i_{t-i}^-) + e_t \quad (2.7)$$

$$X_{t-1} = \theta_1 inv_{t-1} + \theta_2^+ i_{t-1}^+ + \theta_3^- i_{t-1}^- + \theta_4 inc_{t-1} + \theta_5 vol_{t-1} + \theta_6 jur_t \quad (2.8)$$

Onde  $X_{t-1}$  é o vetor das variáveis em nível,  $\theta_i$  representa os impactos de longo prazo, enquanto  $\gamma^+$ ,  $\gamma^-$  e  $A_i$  os de curto prazo e  $e_t$  é o termo de erro.

A partir disso, o primeiro passo foi avaliar a existência de relação de longo prazo utilizando o teste F-bounds de Pesaran e Shin (1998), tendo como hipótese nula a não cointegração. O teste apresenta uma estrutura flexível, na qual as variáveis podem apresentar ordem de integração diferentes, desde que seja  $I(0)$ ,  $I(1)$  ou mutuamente cointegradas. Existem valores críticos para todas as variáveis sendo  $I(0)$  ou  $I(1)$ . Caso a estatística de teste seja inferior ao valor crítico de  $I(0)$ , a hipótese de não cointegração não é rejeitada, enquanto se a estatística de teste for superior a  $I(1)$ , é rejeitada.<sup>4</sup>

Ademais, é preciso analisar a existência de cointegração assimétrica, conforme proposto por Granger e Yoon (2002). Para isso, indica-se um vetor  $\theta_t$  composto pelas somas parciais das variáveis decompostas:

$$\theta_t = \alpha^+ i_t^+ + \alpha^- i_t^- + \beta^+ inv_t^+ + \beta^- inv_t^- \quad (2.9)$$

Caso o vetor seja estacionário, existe cointegração assimétrica. A cointegração linear é um caso especial que ocorre apenas no caso de  $\alpha^+ = \beta^+$  e  $\alpha^- = \beta^-$ . Seguindo Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), é imposta a condição  $\phi^+ = \phi^- = \phi_0$ , sendo  $\phi^+ = \frac{\alpha^+}{\beta^+}$  e  $\phi^- = \frac{\alpha^-}{\beta^-}$ , como forma de evitar a cointegração oculta.

Após a avaliação de relação de longo prazo, são aplicados testes de Wald no intuito de verificar a existência de assimetrias de curto e longo prazo. Para isso, foram realizados testes de Wald para o longo prazo com  $H_0: \frac{-\theta_2^+}{\theta_1} = \frac{-\theta_3^-}{\theta_1}$ , assim como para o curto prazo com  $H_0: \frac{-\gamma_i^+}{A_i} = \frac{-\gamma_i^-}{A_i}$ . Nos dois casos, quando a hipótese nula é rejeitada, indica relação assimétrica.

Por fim, também foi feita a análise dos multiplicadores dinâmicos do NARDL. Seguindo Shin, Yu e Greenwood-Nimmo (2014), esses podem ser representados como  $m^+_h = \sum_{h=0}^j \frac{\partial inv_{t+h}}{\partial i_t^+}$  e  $m^-_h = \sum_{h=0}^j \frac{\partial inv_{t+h}}{\partial i_t^-}$ . É importante frisar que  $\lim_{h \rightarrow \infty} m^+ = \phi^+$  e  $\lim_{h \rightarrow \infty} m^- = \phi^-$  indicam que os multiplicadores dinâmicos de curto prazo convergem cumulativamente para os multiplicadores de longo prazo.

## 2.3 TESTE DE LINEARIDADE

Antes da estimação do modelo, a linearidade das séries foi testada. Realizou-se esse procedimento para utilizar os testes de raiz unitária adequados à natureza do processo gerador de dados (PGD). Para isso, foi usado o teste sugerido por Teräsvirta (1994): expande-se a função logística do modelo LSTAR (*logistic smooth-transition autorregressive*) a partir de um polinômio de Taylor, o que gera um modelo GAR(p); depois estima-se a parte linear AR(p) para a obtenção dos resíduos. Após isso, é realizada uma nova estimação desses resíduos numa regressão auxiliar contra os termos do GAR(p).<sup>5</sup> A equação (2.10) apresenta a função de transição do modelo LSTAR e a equação (2.11) o modelo GAR(p) obtido a partir da expansão de Taylor:

$$\theta = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma(s_t - c)]} \quad (2.10)$$

<sup>4</sup> Caso o valor esteja entre as fronteiras dos valores críticos, o teste torna-se inconclusivo, sendo necessário utilizar o modelo de correção de erros proposto por Banerjee, Dolado e Mestre (1998) para verificar a cointegração.

<sup>5</sup> Conforme Enders (2008), a expansão de Taylor da função LSTAR contém os termos da expansão de uma ESTAR.

$$e_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + a_{11} y_{t-1} y_{t-d} + \dots + a_{1p} y_{t-p} y_{t-d} + a_{21} y_{t-1} y_{t-d}^2 + \dots + a_{2p} y_{t-p} y_{t-d}^2 + a_{31} y_{t-1} y_{t-d}^3 + \dots + a_{3p} y_{t-p} y_{t-d}^3 + v_t \quad (2.11)$$

Nessa regressão, a partir do teste F, a hipótese nula de linearidade é confrontada contra não linearidade do tipo STAR. Caso a hipótese nula seja rejeitada, deve-se analisar os coeficientes individuais da regressão. Se todos os coeficientes que incluírem termos cúbicos forem estatisticamente não significativos, mas os termos quadrados e cruzados forem estatisticamente significativos, o modelo apropriado é o ESTAR (modelo com função exponencial). Caso, ao menos um dos coeficientes cúbicos for estatisticamente significativo, o modelo apropriado é o LSTAR (função logística).

$$H_{03} : a_{31} = \dots = a_{3p} = 0$$

$$H_{02} : a_{21} = \dots = a_{2p} = 0$$

$$H_{01} : a_{11} = \dots = a_{1p} = 0$$

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

#### 3.1 TESTES DE LINEARIDADE E RAÍZ UNITÁRIA

Nesta seção, estão dispostos os resultados dos testes de linearidade e raiz unitária. O intuito dessa análise preliminar é conhecer o processo gerador de dados da série como forma de adequar os testes de raiz unitária, assim como a modelagem proposta. Na Tabela 1, são apresentados os resultados dos testes de Teräsvirta.

Tabela 1 – Resultados dos testes de linearidade de Teräsvirta

Variáveis	H <sub>03</sub> (GL)	H <sub>02</sub> (GL)	H <sub>01</sub> (GL)
inv <sub>t</sub>	3,704*** (4, 96)	3,704*** (4, 96)	2,941** (3, 97)
i <sub>t</sub>	1,647 (9, 90)	1,857* (6, 93)	2,522* (3, 96)
inc <sub>t</sub>	3,866* (1, 102)	3,866* (1, 102)	3,866* (1, 102)
vol <sub>t</sub>	31,317*** (2, 98)	31,317*** (2, 98)	31,317*** (2, 98)
jur <sub>t</sub>	4,566*** (3, 100)	4,044*** (2, 101)	8,166*** (1, 102)

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. "\*\*", "\*\*\*", "\*\*\*\*" são 10%, 5% e 1%, respectivamente.

A partir dos resultados dos testes de linearidade, é possível rejeitar as hipóteses nulas a 5% de significância para as variáveis inv<sub>t</sub>, vol<sub>t</sub> e jur<sub>t</sub>, o que indica que essas variáveis têm um comportamento não linear do tipo LSTAR de primeira ordem. Para as variáveis i<sub>t</sub> e inc<sub>t</sub> não foi possível rejeitar a hipótese nula a 5%, o que indica linearidade em seus processos geradores de dados.

Após realizar os testes de linearidade, deve-se proceder com os testes de raiz unitária. Apesar o NARDL ser robusto a variáveis de ordem de integração diferentes (sendo I(0) ou I(1)), é necessário testar a presença de raiz unitária dado que o modelo não comporta variáveis I(2). Os testes de raiz unitária a serem utilizados serão de acordo com a natureza do processo gerador de dados de cada variável.

Para as variáveis com PGD linear, foi utilizado o teste NG-Perron. A escolha deve-se a maior robustez dos resultados na presença de quebras estruturais e resíduos com correlação serial e/ou heterocedasticidade. Ng e Perron (2001) indicam a utilização de critérios modificados, sendo escolhido o *Modified Akaike* (MAIC) para a seleção de defasagens. Os resultados estão dispostos na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultados dos testes de raiz unitária NG-Perron

Variáveis	Reg. exógenos	MZ <sub>α</sub> (k)	MZ <sub>t</sub> (k)	MZB (k)	MPT (k)
i <sub>t</sub>	c	-29,36*** (12)	-3,69*** (12)	0,12*** (12)	1,25*** (12)
inc <sub>t</sub>	c	-4,02 (0)	-1,41 (0)	0,35 (0)	6,08 (0)
△ inc <sub>t</sub>	c	-17,13 (5)	-2,91 (5)	0,17 (5)	1,47 (5)

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. "\*\*", "\*\*\*", "\*\*\*\*" são 10%, 5% e 1%, respectivamente, e os valores entre parênteses são referentes ao número de lags ótimos escolhidos pelo critério AIC.

Para as séries não lineares, os testes utilizados foram os propostos por Pascalau (2007) e Leybourne, Newbold e Vougas (1998). Para ambos, é testada a hipótese nula de raiz unitária contra um modelo LSTAR globalmente estacionário. O teste de Teräsvirta indicou que as séries não lineares deste trabalho têm melhor ajustamento a modelos da classe LSTAR, o que indica maior robustez na escolha de ambos os testes. Os valores críticos para os testes são fornecidos por Pascalau (2007) e Leybourne, Newbold e Vougas (1998)



para cada respectivo teste. O critério de informação utilizado para seleção de defasagens foi o AIC. Na Tabela 3, constam o resultado para os testes.

Tabela 3 – Resultado dos testes de raiz unitária de Pascalau e Leybourne, Newbold e Vougas (LNV)

Variáveis	Pascalau (k)	LNV (k)
$inv_t$	2,61 (1)	-8,93*** (0)
$\Delta inv_t$	5,25 ** (1)	—
$vol_t$	1,33 (1)	-1,67 (0)
$\Delta vol_t$	-8,95*** (0)	4,64* (1)
$jur_t$	-7,29*** (0)	11,26*** (1)

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. "\*\*", "\*\*\*", "\*\*\*\*" são 10%, 5% e 1%, respectivamente, e os valores entre parênteses são referentes ao número de lags ótimos escolhidos pelo critério AIC

Como indicado pelos testes de Ng e Perron (2001), Pascalau (2007) e Leybourne, Newbold e Vougas (1998), todas as variáveis utilizadas apresentam ordens de integração inferiores a dois. Assim, foi possível a utilização no modelo NARDL. Para as variáveis estacionárias em nível, não foi feito o teste de raiz unitária em primeira diferença.

## 3.2 ANÁLISE DE RESULTADOS

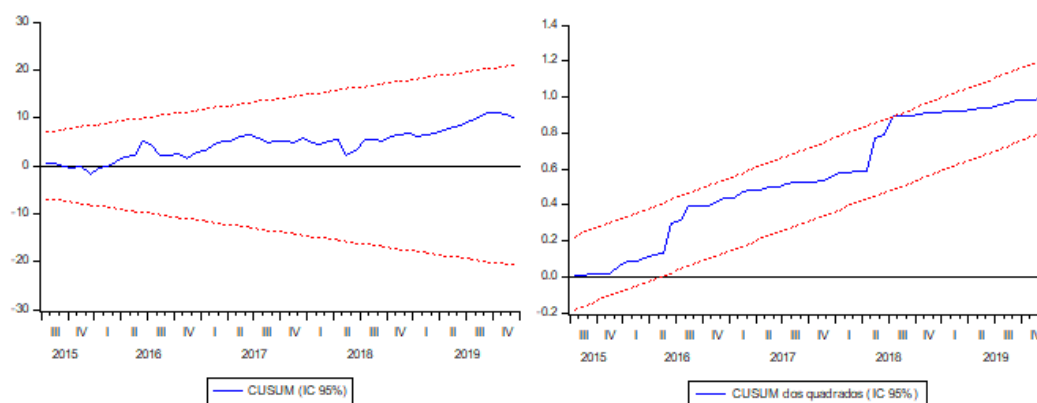
Nesta seção, serão feitas as análises da estimação, relação de longo prazo e assimetria, assim como a avaliação do resultado dos multiplicadores dinâmicos. A seleção de defasagens seguiu o critério de Schwarz, começando com p e q iguais a 12 e então escolhendo o modelo mais parcimonioso. Além disso, foram realizados testes de validação e estabilidade do modelo, com os resultados dispostos na Tabela 4 e Figura 1.

Tabela 4 – Resultados dos testes de violação de pressupostos e estabilidade

Teste	Estatística de teste	p-valor
Breusch-Godfrey	7,96	0,78
Jarque-Bera	89,46	0,00***
White	50,89	0,84
RESET	1,23	0,29

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos indicam que rejeitou-se a hipótese nula.

Figura 1 – CUSUM e CUSUM dos quadrados



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação

Como observado, há indícios de que o resíduo é esférico, indicado pelos testes LM e de White, e que o modelo possui estabilidade, apontado pelos testes RESET, CUSUM e CUSUM dos quadrados, porém foi encontrado não normalidade. Dado isso, os coeficientes e seus intervalos de confiança foram estimados por bootstrap<sup>1</sup>. A partir disso, pode-se proceder para a análise dos coeficientes e multiplicadores estimados. Os resultados da estimação estão dispostos na Tabela 5.

Tabela 5 – Resultado das estimações do modelo NARDL

Variáveis	Coefficiente	Estatística t	p-valor
$\Delta inv_{t-1}$	-0,29	-3,63	0,00***
$\Delta i_t^-$	0,14	2,63	0,00**
$\Delta i_{t-1}^-$	0,20	3,84	0,00***
$e_{t-1}$	-0,46	-6,16	0,00***
inc	0.003	1,50	0,13
$i_t^+$	-0.20	-4,37	0.00***
$i_t^-$	-0,12	-3,37	0.00***
vol <sub>t</sub>	0,20	2,83	0.00***
jur <sub>t</sub>	0.009	0,58	0,56
D2015	-0,05	-2,31	0,02**
C	1.65	0.87	0.38

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. "\*\*", "\*\*\*", "\*\*\*\*" são 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Dentre os parâmetros estimados, incerteza foi estatisticamente igual a zero, indo de encontro aos resultados de Luporini e Alves (2010) e Melo e Júnior (1998). Esse resultado pode estar associado a eventos que a variável não capte diretamente, tais como risco regulatório, institucional e a própria condução da política monetária.

O custo de crédito também se mostrou estatisticamente não significativo, corroborando com Luporini e Alves (2010). Isso pode ser explicado pelo fato de que as empresas recorrem a recursos próprios para realização de investimentos. Terra (2003), Hamburger (2008) e Aldrighi e Bisinha (2010), por exemplo,

<sup>1</sup> Foram feitas 10000 repetições.

em seus estudos sobre as restrições de crédito e efeito dos fluxo de caixa, concluem que o investimento das firmas brasileiras depende, principalmente, de recursos próprios.

Outra explicação para o resultado referente ao custo de crédito está ligado a restrição de crédito das firmas. Ronci (1988) argumenta que em países subdesenvolvidos a relevância da restrição de crédito é maior que a do custo de crédito, e, como indica Serven e Solimano (1993), o impacto dessa é anterior ao custo de crédito. Dessa maneira, é possível que o último diminua, mas que não haja recursos, o que impossibilita que as firmas se beneficie da redução dos custos.

O papel da restrição de crédito sobre o investimento privado é confirmado pela significância estatística da variável referente ao volume de crédito do modelo estimado. O resultado aponta que quanto maior a disponibilidade de recursos, maior o nível de investimento privado, de acordo com o resultado de Luporini e Alves (2010).

Para o impacto da Selic, a análise se dará a partir dos multiplicadores dinâmicos a seguir na Figura 2, com base nos coeficientes estimados da Tabela 5 e dos testes de Wald na Tabela 6, sendo dividida em três partes. A primeira consiste na análise da relação de longo prazo. Na segunda, é feita a avaliação do comportamento do investimento privado em relação a política monetária no curto prazo. Na terceira etapa, foi repetido o segundo passo, mas para o longo prazo.

Tabela 6 – Resultados do teste de Wald para o modelo

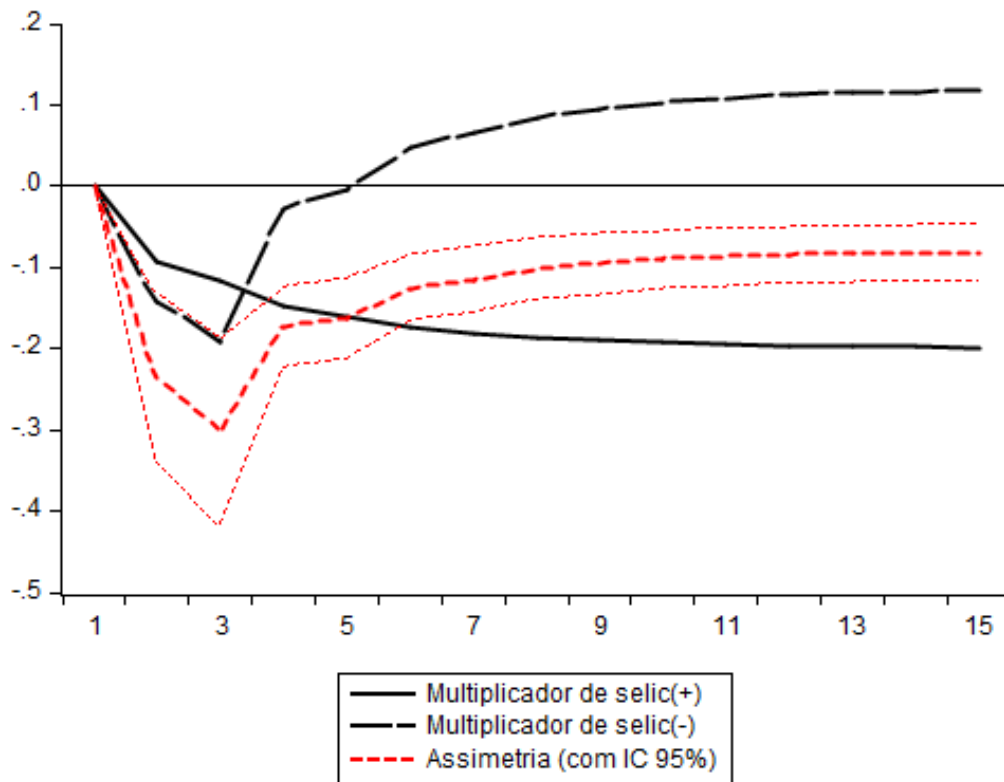
Hipótese Nula	Estatística F	p-valor
Sem relação de longo prazo	5,09**	-
Simetria de longo prazo	31,21	0,00***
Simetria de curto prazo	4,31	0,04**

Fonte: elaboração própria. Os asteriscos representam nível de significância na rejeição da hipótese nula. \*\*, \*\*\*, \*\*\*\* são 10%, 5% e 1%, respectivamente. Nota: Os valores referentes a I(0) e I(1) do teste F bounds para uma amostra finita ao nível de 5% de significância foram 2,39 e 3,38, respectivamente.

A partir do modelo estimado, é indicado que a economia real responde à política monetária. Essa inferência corrobora com os achados de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), Luporini (2008), Aragón e Portugal (2009) e Pragidis, Gogas e Tabak (2013), referentes ao caso brasileiro. Ademais, o resultado do teste de Wald e os coeficientes de longo prazo estimados mostraram que há relação de longo prazo entre política monetária e investimento privado para o Brasil no período estudado.

Como demonstrado na Figura 2, os agentes assimilam as mudanças na condução da política macroeconômica entre cinco e seis meses. Assim, o resultado de relação de longo prazo da política monetária, nesse caso, é consistente com Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), Luporini (2008), Aragón e Portugal (2009), os quais concluem que o *pass trough* completo da Selic, ocorre num período de tempo superior a seis meses.

Figura 2 – Multiplicadores dinâmicos



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da estimação

Outro ponto a ser respondido neste trabalho é a existência de assimetria. De acordo com o teste de Wald, rejeitou-se a hipótese nula de relação simétrica entre política monetária e investimento privado ao nível de 5% de significância, o que permitiu concluir que há assimetria no curto e longo prazo. Assim, choques positivos e negativos da política monetária têm impactos diferentes sobre o investimento privado.

No tocante a magnitude da assimetria, foram encontradas evidências de assimetria negativa do investimento privado em relação à Selic. Além disso, no curto prazo, tanto variações positivas como negativas apresentam impactos negativos no investimento. Uma possível causa é a incerteza em relação à condução da política monetária. Conforme Medeiros, Portugal e Aragón (2016), os parâmetros da função de reação do BCB apresentam instabilidade, entre 2000 e 2013, passando de maior reação a inflação na gestão de Amínio Fraga (1999-2003), para maior sensibilidade ao hiato do produto com Alexandre Tombini (2011-2016).

Além disso, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) e Mesquita et al. (2014) indicam que a condução da política econômica no período da gestão Alexandre Tombini apresentou oscilações entre estimular o produto e estabilizar a inflação. Outro ponto discutido por esses estudos, e que pode explicar o resultado, é uma maior intervenção no mercado cambial e redução de credibilidade da autoridade monetária nesse corte temporal, o que indicaria a presença do *fear of floating* (MONTES; FERREIRA, 2019). Esses elementos seriam os causadores da incerteza em relação à direção da política monetária, o que levaria os agentes a reaverem suas expectativas.

No longo prazo, após os agentes incorporarem a mudança na política monetária, é possível observar que a resposta do investimento à taxa de juros é conforme o previsto pela literatura (KEYNES, 1936; JORGENSON, 1963; TOBIN, 1969). Porém, o investimento privado apresenta resposta maior às variações

positivas da taxa de juros. Uma razão para isso deve-se a possível ausência de impacto da Selic em relação ao volume de crédito, visto que Ronci (1988), Serven e Solimano (1993) e Luporini e Alves (2010) concluem que o volume de crédito é fator determinante do investimento privado.

Uma segunda possível justificativa para a assimetria é a recomposição dos portfólios a partir de mudanças da Selic: como essa é a taxa de retorno segura, mudanças em seu nível alteraria os valores de outros ativos financeiros, assim como custo de oportunidade em investimento produtivo (BERNANKE; GERTLER, 1995).

Outra explicação é o encurtamento de horizontes temporais causado pelas incertezas com relação ao comportamento futuro das taxas de juros diante das vulnerabilidades da economia brasileira<sup>2</sup>, que atinge todas as escolhas de ativos (CARVALHO, 2005). Nesse sentido, o choque positivo da política monetária, apesar de diminuir os custos, não necessariamente melhorariam as perspectivas futuras dos agentes, enquanto o negativo estaria atrelado apenas ao aumento dos custos.

Os resultados encontrados estão em conformidade com a literatura disponível para o Brasil. Pragidis, Gogas e Tabak (2013) também obtém resultados semelhantes, mas em relação a produção industrial. Já Aragón e Portugal (2009), que analisam a assimetria em relação a fase do ciclo de negócios, encontram que choques negativos são maiores que os positivos na fase de expansão.

---

<sup>2</sup> Segundo Carvalho (2005), essas vulnerabilidades consistem em vulnerabilidade externa, desequilíbrios fiscais, obsolescência das estruturas institucionais, pouca confiabilidade e eficiência dos poderes de Estado e etc.

## 4 CONCLUSÃO

Este estudo buscou analisar a assimetria do investimento privado em relação à política monetária no Brasil, controlando para fatores como volume de crédito, custo de crédito e incerteza. Ademais, devido a permissividade do modelo de análise das relações de longo prazo, procurava-se também evidências da existência dessa entre política monetária e investimento privado.

Os resultados indicam a relevância do volume de crédito para o comportamento dos investimentos privados no Brasil. No entanto, não foi possível encontrar indícios de impacto da incerteza, divergindo dos trabalhos de Melo e Júnior (1998) e Luporini e Alves (2010). Também não foi possível inferir significância estatística sobre resposta do investimento privado em relação ao custo de crédito, conforme Luporini e Alves (2010).

A razão do investimento privado não responder a incerteza pode ser devido a variáveis que o Índice de Incerteza da Economia não capta diretamente. Enquanto isso, a não relação entre formação bruta de capital fixo e custo de crédito pode estar ligada ao impacto da restrição de crédito ser anterior ao do custo de crédito (SERVEN; SOLIMANO, 1993), bem como o investimento das firmas brasileiras dependerem, principalmente, de recursos próprios (TERRA, 2003; HAMBURGER, 2008; ALDRIGHI; BISINHA, 2010).

As principais conclusões deste estudo são as evidências da relação de longo prazo entre investimento privado e taxa de juros Selic, a qual é o principal instrumento de política monetária, além de assimetria de curto e longo prazo. A estimação indica predominância dos efeitos de variações negativas no curto prazo e de variações positivas no longo prazo, tendo assimetria negativa em ambos os períodos.

A possível causa indicada para assimetria de curto prazo envolve o não impacto da Selic sobre o volume de crédito e a incerteza em relação à direção da política monetária (SERVEN; SOLIMANO, 1993; PASTORE; GAZZANO; PINOTTI, 2014; MESQUITA et al., 2014; MEDEIROS; PORTUGAL; ARAGÓN, 2016; MONTES; FERREIRA, 2019). Enquanto no longo prazo, são fatores associados à incerteza institucional e econômica e recomposição dos portfólios das empresas a partir da transmissão da política monetária (BERNANKE; GERTLER, 1995; CARVALHO, 2005).

Uma extensão deste estudo pode ser a análise de elementos financeiros na tomada de decisão de investimento, assim como a avaliação do comportamento de políticas monetárias externas que possam gerar efeito transbordamento (*spillover*) nas decisões de política monetária brasileira. A última permitiria analisar a influência das decisões de outros países sobre o nível de investimento privado do Brasil.

## REFERÊNCIAS

- ALDRIGHI, D. M.; BISINHA, R. Restrição financeira em empresas com ações negociadas na bovespa. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 64, n. 1, p. 25–47, 2010.
- ARAGÓN, E. K. d. S. B.; PORTUGAL, M. S. Asymmetric effects of monetary policy in brazil. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 39, n. 2, p. 277–300, 2009.
- BAI, J. Estimating multiple breaks one at a time. *Econometric theory*, JSTOR, p. 315–352, 1997.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; MESTRE, R. Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, Wiley Online Library, v. 19, n. 3, p. 267–283, 1998.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the transmission of monetary policy. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901–21, 1992.
- BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 120, n. 1, p. 387–422, 2005.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. d. C. Implementing inflation targeting in brazil. *Werlang, Sergio R., Implementing Inflation Targeting in Brazil (July 2000). Banco Central do Brasil Working Paper*, n. 1, 2000.
- CARVALHO, F. J. Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, SciELO Brasil, v. 25, n. 4, p. 323–336, 2005.
- COVER, J. P. Asymmetric effects of positive and negative money-supply shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 107, n. 4, p. 1261–1282, 1992.
- DOLADO, J. J.; DOLORES, R. M. An empirical study of the cyclical effects of monetary policy in spain (1977-1997). *Investigaciones Económicas*, Fundación SEPI, v. 25, n. 1, p. 3–30, 2001.
- DOLADO, J. J.; MARÍA-DOLORES, R. State asymmetries in the effects of monetary policy shocks on output: some new evidence for the euro-area. *Contributions to Economic Analysis*, Elsevier, v. 276, p. 311–331, 2006.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- FASOLO, A. M. Monetary policy volatility shocks in brazil. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 81, p. 348–360, 2019.
- FORNI, M.; GAMBETTI, L. The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 57, n. 2, p. 203–216, 2010.
- FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. *A Monetary history of the US 1867-1960*. [S.l.]: Princeton University Press, 1963.
- GRANGER, C. W.; YOON, G. Hidden cointegration. *U of California, Economics Working Paper*, n. 2002-02, 2002.

- HAMBURGER, R. R. O efeito da variação do fluxo de caixa nos investimentos corporativos no brasil. In: *IV Encontro Brasileiro de Finanças*. [S.l.: s.n.], 2008.
- III, M. J. B.; RAMEY, V. A. The cost channel of monetary transmission. *NBER macroeconomics annual*, MIT Press, v. 16, p. 199–240, 2001.
- JORGENSON, D. W. Capital theory and investment behavior. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 53, n. 2, p. 247–259, 1963.
- JR, R. E. L. Expectations and the neutrality of money. *Journal of economic theory*, Citeseer, v. 4, n. 2, p. 103–124, 1972.
- KAUFMANN, S. Is there an asymmetric effect of monetary policy over time? In: *Advances in Markov-Switching Models*. [S.l.]: Springer, 2002. p. 137–157.
- KEYNES, J. M. *The general theory of interest, employment and money*. [S.l.]: london: MacMillan, 1936.
- LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P.; VOUGAS, D. Unit roots and smooth transitions. *Journal of time series analysis*, Wiley Online Library, v. 19, n. 1, p. 83–97, 1998.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in brazil: evidence from a var analysis. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 38, n. 1, p. 7–30, 2008.
- LUPORINI, V.; ALVES, J. Investimento privado: uma análise empírica para o brasil. *Economia e Sociedade*, SciELO Brasil, v. 19, n. 3, p. 449–475, 2010.
- MANKIW, N. G. *Macroeconomía*. [S.l.]: Antoni Bosch editor, 2014.
- MEDEIROS, G. B. de; PORTUGAL, M. S.; ARAGÓN, E. K. d. S. B. Robust monetary policy, structural breaks, and nonlinearities in the reaction function of the central bank of brazil. *Economía*, Elsevier, v. 17, n. 1, p. 96–113, 2016.
- MELO, G. M.; JÚNIOR, W. R. Determinantes do investimento privado no brasil: 1970-1995. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 1998.
- MESQUITA, M. et al. A política econômica do governo dilma: a volta do experimentalismo. *Sob a luz do sol: uma agenda para o Brasil*, 2014.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. Monetary policy channels in brazil through the lens of a semi-structural model. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 30, p. 405–419, 2013.
- MONTES, G. C.; FERREIRA, C. F. Effect of monetary policy credibility on the fear of floating: Evidence from brazil. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 41, n. 5, p. 981–1004, 2019.
- NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 69, n. 6, p. 1519–1554, 2001.
- PASCALAU, R. Testing for a unit root in the asymmetric nonlinear smooth transition framework. *Department of Economics, Finance and Legal Studies University of Alabama Unpublished manuscript*, Citeseer, 2007.
- PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. *Econometric Society Monographs*, Cambridge University Press, v. 31, p. 371–413, 1998.



- PRAGIDIS, I.; GOGAS, P.; TABAK, B. M. Asymmetric effects of monetary policy in the us and brazil. Available at SSRN 2364832, 2013.
- RAVN, M. O.; SOLA, M. et al. Asymmetric effects of monetary policy in the united states. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, FEDERAL RESERVE BANK OF ST LOUIS, v. 86, p. 41–58, 2004.
- RHEE, W.; RICH, R. W. Inflation and the asymmetric effects of money on output fluctuations. *Journal of Macroeconomics*, Elsevier, v. 17, n. 4, p. 683–702, 1995.
- RONCI, M. V. Uma nota sobre a especificação da função de investimento agregado para países em desenvolvimento. *Revista Brasileira de Economia*, v. 42, n. 2, p. 179–194, 1988.
- SERVEN, L.; SOLIMANO, A. *Striving for growth after adjustment: the role of capital formation*. [S.l.]: The World Bank, 1993.
- SHIN, Y.; YU, B.; GREENWOOD-NIMMO, M. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework. In: *Festschrift in honor of Peter Schmidt*. [S.l.]: Springer, 2014. p. 281–314.
- SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. *European economic review*, Elsevier, v. 36, n. 5, p. 975–1000, 1992.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1993. v. 39, p. 195–214.
- TERÄSVIRTA, T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the american Statistical association*, Taylor & Francis Group, v. 89, n. 425, p. 208–218, 1994.
- TERRA, M. C. T. Credit constraints in brazilian firms: evidence from panel data. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 57, n. 2, p. 443–464, 2003.
- TOBIN, J. A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, JSTOR, v. 1, n. 1, p. 15–29, 1969.