

# O EFEITO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS ANTAGÔNICAS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE BASEADA NOS CASOS BRASILEIRO E JAPONÊS

LORENA MARQUES ARÊDES LAGES \*  
VINÍCIUS DE AZEVEDO COUTO FIRME †

## Resumo

Desde a década de 1990, os juros têm se mantido elevados no Brasil, a fim de inibir a inflação, e próximos de zero (ou negativos) no Japão, visando evitar a crônica deflação. Diante desse antagonismo, buscou-se analisar os impactos, sobre a atividade econômica, das políticas monetárias desses países. Para tanto, usaram-se os modelos ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), com dados trimestrais de 1996-2019. Os resultados indicam certa interdependência entre as políticas fiscais e monetárias e sugerem que políticas com potencial inflacionário poderiam gerar impactos reduzidos/negativos no Brasil (avesso à inflação) e ampliados/positivos no Japão (complacente com o aumento de preços).

**Palavras-chave:** política monetária; impactos econômicos; modelo ARDL.

## Abstract

Since the 1990s, interest rates have remained high in Brazil, in order to inhibit inflation, and close to zero (or negative) in Japan, to avoid chronic deflation. Based on this antagonism, the impacts, on economic activity, of the monetary policies from these countries were analyzed. Therefore, ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*) models with quarterly data from 1996-2019 were used. The results indicate an interdependence between fiscal and monetary policies and suggest that policies with inflationary potential could generate reduced/negative impacts in Brazil (averse to inflation) and increased/positive impacts in Japan (contrary to deflation).

**Keywords:** monetary policy; economic impacts; ARDL model.

**JEL classification:** E52, E63, C22

**DOI:** <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea184189>

---

\* Graduada em Economia pela Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Governador Valadares (UFJF-GV). E-mail: [lorena.marques.a@gmail.com](mailto:lorena.marques.a@gmail.com)

† Professor adjunto do Departamento de Economia da Universidade Federal de Juiz de Fora, campus Governador Valadares (UFJF-GV). E-mail: [vinicius.firme@ufjf.br](mailto:vinicius.firme@ufjf.br)

## 1 Introdução

O alcance da política monetária, quanto ao seu impacto sobre a produção, foi tema recorrente na segunda metade do século XX (DE VROEY, 2016). Entre 1950-60, propunha-se que a expansão monetária, ao estimular a demanda, seria útil ao crescimento econômico (SAMUELSON; SOLOW, 1960). Porém, o descontrole inflacionário, vivenciado pelos EUA, Japão e Reino Unido, na década de 1970 (DE VROEY, 2016), e por alguns países latinos (e.g.: Bolívia, Peru, Nicarágua, Argentina e Brasil), na década de 1980 (BRESSER-PEREIRA; NAKANO, 1991), fez com que os principais bancos centrais focassem na estabilidade dos preços, a despeito da produção.

Embora não ortodoxa, a expansão monetária vem sendo usada no Japão, para impulsionar a economia, desde o início da década de 1990. Ainda que a taxa de juros seja o principal mecanismo de transmissão da política monetária (BERNANKE; BLINDER, 1992; MENDONÇA, 2001), Takagi (2015) afirma que o banco central japonês (BoJ) baseou-se meramente na oferta de moeda, ignorando os juros básicos que, em 1996, já eram inferiores a 1% a.a. (IPEADATA, 2020)<sup>1</sup>. Tal política duraria até a crise do *subprime*, em 2008.

Diferentemente do Japão, Oreiro *et al.* (2006) afirma que a taxa de juros brasileira manteve-se “elevadíssima” na década de 1990 e meados de 2000, até mesmo para o padrão de países subdesenvolvidos (SERRANO, 2010). Apesar do antagonismo monetário, ambos os países cresceram, de forma acelerada, após a II Guerra e enfrentaram crises econômicas nas décadas de 1980 (Brasil) e 1990 (Japão). No Japão, o crescimento de 6,5% a.a. (entre 1950-1991) foi interrompido, no início da década de 1990, por uma bolha de ativos que gerou deflação e reduziu o crescimento para 0,9% ao ano entre 1992-2014 (TORRES FILHO, 2015). No Brasil, o avanço no pós-guerra deveu-se à expansão industrial, basicamente custeada pelo Estado (SERRA, 1982) e, a partir de 1970, por capitais estrangeiros (ABREU *et al.*, 1989). Todavia, devido ao descontrole fiscal, a década de 1980 e meados de 1990 foram marcadas pela hiperinflação e desaceleração econômica (FONSECA; CUNHA; BICHARA, 2013)<sup>2</sup>.

Em abril/1995, o Japão passou a reduzir os juros e, em fevereiro/1999, adotou uma política de juros zero (*Zero Interest Rate Policy* – ZIRP) (FUJIKI; OKINA; SHIRATSUKA *et al.*, 2001). Contudo, dada a deflação persistente<sup>3</sup>, o banco japonês tornou-se ainda mais arrojado e, em 2001, iniciou uma prática conhecida como *Quantitative Easing* – QE (NAKANO, 2016) que, segundo Fujiki, Okina, Shiratsuka *et al.* (2001), consistia em inflacionar os títulos públicos japoneses por meio da compra em larga escala. Acreditava-se que tal prática transbordaria para os demais preços, inibindo a deflação<sup>4</sup>. Após a desaceleração chinesa, em 2016, prejudicar a já combalida economia japonesa, o

<sup>1</sup>A despeito da relevância dos juros, (COCHRANE, 2018) afirma que teorias alternativas, sobre os efeitos econômicos ocasionados pelo estoque de moeda, ganharam força, principalmente, após a crise de 2008.

<sup>2</sup>Nesse período, o país testou congelamentos (heterodoxos) de preços (Cruzado/1986, Bresser/1987 e Verão/1989) e restrições (ortodoxas) fiscais e monetárias (Collor I, 1990-91). Porém, a inflação inercial frustrou qualquer controle duradouro dos preços (PEREIRA, 1991; GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

<sup>3</sup>Os problemas oriundos da deflação consistem em: a) aumentar a dívida real de mutuários e a inadimplência; b) redistribuir a renda favoravelmente aos indivíduos com menor propensão ao consumo; c) prejudicar o investimento e induzir empresas à falência, visto que os salários são menos flexíveis que os demais preços (MANKIW, 2015).

<sup>4</sup>Cogitou-se a prática de juros nominais negativos em 2001. Contudo, tal medida demandava ajustes no sistema financeiro japonês, que, na época, não aceitava valores negativos (FUJIKI; OKINA;

BoJ decide iniciar uma audaciosa política de juros nominais negativos (*Negative Interest Rate Policy* - NIRP) (JOYCE *et al.*, 2012)<sup>5</sup>.

No Brasil, a hiperinflação acabara de ser controlada via Plano Real (1994) e, após implementar o câmbio flutuante, em 1999, o país também reduziu os juros. Todavia, a taxa básica manteve-se bastante elevada (superior a 2 dígitos), propiciando *spreads* bancários bem acima da média internacional (OREIRO *et al.*, 2006). Para Resende (2017), os altos juros brasileiros se devem a questões culturais (bancos afeitos a altos *spreads* e população com propensão elevada a consumir e baixa a poupar), psicológicas (memória inflacionária impulsiona demais os preços quando os juros caem) e fiscais (endividamento crescente requer altas taxas de juros para combater a inflação).

Já Nakano (2016) afirma que os juros baixos praticados no Japão têm origem demográfica. O fato é que o país enfrenta um severo envelhecimento populacional associado a baixas taxas de natalidade. Embora esse fenômeno seja comum em economias desenvolvidas, o autor sugere que o caso japonês tem sido mais acentuado e as políticas locais de imigração e incentivo à natalidade são tímidas. Como resultado, a demanda interna vem caindo gradualmente no Japão, derrubando os preços nacionais e forçando o BoJ a reduzir os juros na tentativa estimular o consumo. A título de comparação, a taxa básica de juros no Brasil e no Japão, em 2016, foi de 14,03% e -0,31% ao ano, respectivamente (IPEADATA, 2020).

Como o Japão precisou lidar com a deflação e apostou na expansão monetária (QE), com juros próximos de zero (ZIRP) ou mesmo negativos (NIRP), enquanto o Brasil permaneceu com a prática de juros elevados a fim de afastar o fantasma da hiperinflação, buscou-se verificar como essas políticas distintas afetaram a atividade econômica em ambos os casos. Embora existam indícios de que a política monetária afete a produção (ARAÚJO; DIAS, 2006; GALI, 2018), inclusive no longo prazo (SANTOS *et al.*, 2015), não foram encontradas pesquisas que analisassem esses efeitos em situações tão antagônicas quanto as aqui propostas. Desse modo, estimou-se modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL), com dados trimestrais entre 1996-2019, para o Brasil e o Japão.

Os resultados indicam que as políticas fiscais e monetárias apresentam certa interdependência, reforçando os achados de Santos *et al.* (2015), para o Brasil, e Gali (2018), para economias com juros próximos a zero (*e.g.*: Japão). Ademais, a análise dos impactos das variáveis nominais e reais revelou que as políticas monetárias com potencial inflacionário (*e.g.*: elevações nominais nos juros, na oferta de moeda e/ou desvalorizações nominais do câmbio) tendem a ser mais bem recebidas no Japão e são potencialmente nocivas ao Brasil. Tais resultados corroboram a literatura que sugere que o baixo crescimento japonês se deve à permanente deflação nacional (CARGILL, 2001; BAIG, 2003; ITO; MISHKIN, 2006; NAKANO, 2016), enquanto a economia brasileira estaria presa em um recorrente combate à crônica inflação interna, que foi atenuada (mas não eliminada) via Plano Real (CARVALHO, 2014). Embora existam estudos

---

SHIRATSUKA *et al.*, 2001).

<sup>5</sup>A NIRP requer a taxação (*carry tax*) da moeda ociosa mantida pelos bancos comerciais (GOODFRIEND, 2000). O sistema japonês, prevê três taxas de juros sobre os depósitos que os bancos submetem ao BoJ (*three-tier system*), sendo a primeira positiva, a segunda zero e a terceira negativa. Esta última, incide sobre parte dos depósitos voluntários, estimulando a oferta de crédito (para evitar a *carry tax*), mesmo que a juros negativos (SHIRAI, 2018).

sobre os impactos econômicos da política monetária brasileira e japonesa<sup>6</sup>, acredita-se que a metodologia utilizada somada à análise conjunta, voltada para países tão díspares na condução monetária, seriam os principais diferenciais desta pesquisa.

O restante do trabalho está, assim, estruturado: a segunda seção traz uma revisão dos trabalhos que serviram de base para os modelos estimados nesta pesquisa. A terceira seção contém a metodologia associada ao ARDL e a base de dados usada. Em sequência, encontram-se os resultados, considerações finais, referências e apêndice.

## 2 Revisão de literatura

A seção anterior revelou que as políticas monetárias têm sido bastante distintas no Brasil e no Japão. Enquanto o primeiro mantém juros elevados para afastar o temor da hiperinflação (vivenciada entre 1980 e meados de 1990), o segundo usa juros próximos a zero, ou mesmo negativos, para inibir a crônica deflação que assola o país desde a década de 1990<sup>7</sup>. Diante disso, pretende-se avaliar o efeito das políticas monetárias, praticada por ambos os países, sobre suas respectivas economias. Para tanto, consideraram-se os principais mecanismos de transmissão dessa política e os efeitos indiretos oriundos das políticas fiscais.

A literatura sugere que a transmissão da política monetária, para a economia, ocorreria via taxas de juro e de câmbio, preço dos ativos, oferta de crédito e expectativas dos agentes (TAYLOR, 1995; MENDONÇA, 2001; MISHKIN, 2018; BCB, 2020)<sup>8</sup>. Dentre estes, Bernanke e Blinder (1992) e Mendonça (2001) afirmam que a taxa de juros seria o principal reflexo da política monetária e teria relação inversa com o consumo, o investimento e a atividade econômica<sup>9</sup>. Empiricamente, essa associação inversa, entre juros e produção, foi constatada por Bernanke e Gertler (1995), Kapetanios *et al.* (2012), Pesaran e Smith (2016), Araújo e Dias (2006), Chu e Cozzi (2014) e Santos *et al.* (2015).

Quanto à taxa de câmbio, estudos sugerem que expansões monetárias desvalorizariam o câmbio, estimulando as exportações líquidas e a própria atividade econômica. Tal hipótese foi confirmada por Razin e Collins (1997), Glüzmann, Levy-Yeyati e Sturzenegger (2012), Kogid *et al.* (2012), Santos *et al.* (2015) e Jovic *et al.* (2019). Alternativamente, Ma e Kao (1990) afirmam que uma desvalorização cambial elevaria os custos de países majoritariamente importadores, prejudicando a produção.

---

<sup>6</sup>A prática de juros negativos (NIRP), usada no Japão, é recente e existem poucos trabalhos sobre seus impactos (ARTETA *et al.*, 2016; ARTETA; STOCKER, 2015; EISENSHMIDT; SMETS, 2019). Já os juros elevados, no Brasil, revelaram-se prejudiciais ao crescimento em diferentes estudos (MENDONÇA, 2001; BARBOSA-FILHO, 2017; CRUZ; NAKABASHI; SCATOLIN, 2008; KANCZUK, 2002; ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009)

<sup>7</sup>Apesar da deflação japonesa, a adoção de metas de inflação foi bem recebida no país (em 2013), com valorização cambial e no mercado de ações (NAKANO, 2016). No Brasil, a despeito da inflação recente, há quem diga que as metas, iniciadas em 1999, explicariam o baixo crescimento interno (SICSÚ, 2020; ARESTIS; PAULA; FERRARI-FILHO, 2009).

<sup>8</sup>Dada a dificuldade em se obter séries trimestrais adequadas e comparáveis (entre o Brasil e o Japão) sobre a oferta de crédito e a expectativa dos agentes, ambas foram desconsideradas nesta pesquisa.

<sup>9</sup>Indiretamente, juros menores poderiam facilitar empréstimos e estimular as exportações, via desvalorização cambial (TAYLOR, 1995), além de favorecer o mercado acionário (SOARES; FIRME; LIMA JÚNIOR, 2021).

No que tange ao preço dos ativos, acredita-se que uma contração monetária estimularia a demanda por títulos públicos (cuja remuneração é atrelada ao juro), em detrimento das ações. Logo, o mercado acionário seria prejudicado, dificultando a obtenção de recursos (necessários ao investimento) pelas empresas e restringindo a renda e o consumo dos acionistas. Em ambos os casos, a queda das ações poderia comprometer a produção (MENDONÇA, 2001; SOARES; FIRME; LIMA JÚNIOR, 2021). Dentre os autores que verificaram essa relação positiva entre o preço das ações e a atividade econômica, destacam-se: Fama (1981), Barro (1990), Levine e Zervos (1998), Estrella e Mishkin (1998) e Foresti (2007).

Outros três fenômenos monetários, considerados nesta pesquisa, referem-se à oferta de moeda, ao nível de preços e à volatilidade dos preços. O possível efeito positivo da expansão monetária sobre a produção já havia sido identificado por David Hume, no século XVII (MANKIW, 2015). Embora essa prática fosse indicada, nas décadas de 1950 e 1960, para estimular o crescimento (SAMUELSON; SOLOW, 1960) ela perdeu espaço nos anos seguintes devido ao descontrole inflacionário (DE VROEY, 2016). Somente nos anos 2000, com as propostas de *Quantitative Easing* - QE (NAKANO, 2016), que a oferta de moeda voltou a ganhar destaque. Desde então alguns autores já mostraram que essa política poderia estimular a atividade econômica (CHEN; CÚRDIA; FERRERO, 2012; KAPETANIOS *et al.*, 2012; GAGNON, 2016; LIMA-JÚNIOR *et al.*, 2016; PESARAN; SMITH, 2016).

Segundo a *Teoria Quantitativa da Moeda* (TQM)<sup>10</sup>, o nível de preços seria mais um fenômeno monetário, ou seja, haveria inflação sempre que houvesse expansão monetária. Além disso, o aumento da oferta de moeda impulsionaria a demanda interna (via redução dos juros) e externa (via desvalorização do câmbio), gerando pressão sobre os preços (MANKIW, 2015). Independentemente da ótica, o fato é que a política monetária afeta os preços e estudos sugerem que tanto uma elevação no nível quanto na volatilidade dos preços poderia gerar incerteza, com reflexos negativos sobre a produção (HOLLAND, 1993; GOLOB, 1994; WILSON; CULVER, 1999; JUDSON; ORPHANIDES, 1999; ACEMOGLU *et al.*, 2003; SANTOS *et al.*, 2015).

Quanto à interferência da política fiscal sobre a monetária, o modelo IS-LM, referência básica nos livros-textos de macroeconomia (GALI, 1992), sugere que ambas as políticas são inter-relacionadas e não deveriam ser analisadas em separado (MANKIW, 2015). Além disso, os adeptos da *Teoria Fiscal do Nível de Preços* reforçam que o controle monetário só seria efetivo, no combate à inflação, mediante um ajuste fiscal, que garanta a solvência das contas públicas (SARGENT; WALLACE *et al.*, 1981; SIMS, 2004; COCHRANE, 2018). Portanto, torna-se pertinente a inclusão de variáveis de controle, que representem o lado fiscal. Desse modo, os gastos governamentais e a dívida pública foram incluídos na pesquisa.

O efeito positivo dos gastos públicos sobre a atividade econômica está bem definido na literatura (MANKIW, 2015) e vem sendo corroborado empiricamente por Blanchard e Perotti (2002), Mountford e Uhlig (2009) e Peres e Ellery Junior (2009). Em se tratando da dívida pública, Elmendorf e Mankiw (1999) afirmam que o endividamento (via redução de impostos e/ou aumento

<sup>10</sup>Proposta, inicialmente, por Hume (1752) e aprimorada por Thornton (1802), Ricardo (1844) e Fisher (1911), a TQM estabelece que  $MV=PY$  onde M e V refletem a oferta e a velocidade de circulação da moeda, enquanto P e Y são os níveis de preços e de produção (PAULA *et al.*, 2013).

dos gastos) poderia aumentar a renda disponível no curto prazo, estimulando a demanda e a produção. Todavia, no longo prazo, tal política geraria redução da poupança interna (para o pagamento da dívida) e aumento nos juros, com reflexos negativos sobre o investimento e a atividade econômica. O efeito negativo dessa variável sobre a produção já foi verificado por Greiner (2008), Minea e Villieu (2009) e Santos *et al.* (2015).

A maioria da literatura consultada estimou modelos com variáveis em valores reais (*e.g.*: Kapetanios *et al.* (2012), Kogid *et al.* (2012) e Razin e Collins (1997)). Todavia, como existem autores que consideraram a possibilidade de que variações nominais também afetem a produção (*e.g.*: Araújo e Dias (2006), Kogid *et al.* (2012), Santos *et al.* (2015) e Jovic *et al.* (2019)), ambas as hipóteses foram testadas. Quanto ao método, os trabalhos aqui revisados revelam a prevalência de modelos estimados via Vetores Autorregressivos - VAR (BERNANKE; GERTLER, 1995; BLANCHARD; PEROTTI, 2002; MOUNTFORD; UHLIG, 2009; ARAÚJO; DIAS, 2006; PERES; ELLERY JUNIOR, 2009; KAPETANIOS *et al.*, 2012), Vetores de Correção de Erros - VEC (SANTOS *et al.*, 2015) e modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas - ARDL (KOGID *et al.*, 2012; LIMA-JÚNIOR *et al.*, 2016; PESARAN; SMITH, 2016). Como o ARDL possui algumas vantagens (ver metodologia) e permite análises de curto e longo prazo, essa metodologia foi selecionada<sup>11</sup>.

De modo geral, esta seção permite inferir que a atividade econômica real ( $y$ ) depende da taxa de câmbio nominal ( $E$ ) ou real ( $e$ ), da taxa de juros nominal ( $i$ ) ou real ( $r$ ), da oferta de moeda em termos nominais ( $M$ ) ou reais ( $m$ ), do nível ( $p$ ) e da volatilidade dos preços ( $vp$ ), do preço das ações ( $pa$ ), dos gastos governamentais ( $G$ ) e da dívida externa ( $DE$ ). Formalmente<sup>12</sup>:

$$y = f\left( \overbrace{E/e}^{+/-}, \overbrace{i/r}^{-}, \overbrace{M/m}^{+}, \overbrace{p}^{-}, \overbrace{vp}^{-}, \overbrace{pa}^{+}, \overbrace{G}^{+}, \overbrace{DE}^{+} \right) \quad (1)$$

Ainda que a Equação (1) revele os possíveis efeitos da política monetária sobre a produção ( $y$ ), ressalta-se que esses impactos podem divergir em um cenário de juros próximos a zero (*Zero Lower Bound* – ZLB). Nessa situação, a diminuição dos juros de curto prazo seria impraticável. Apesar disso, Gali (2018) e Sims e Wu (2019) afirmam que o Banco Central (BC) poderia estimular a economia via redução dos juros de longo prazo, mesmo na presença de ZLB. Como os juros de longo prazo dependem do somatório dos juros esperados de curto prazo (livres de risco) mais um prêmio de risco, o BC precisaria criar uma expectativa de redução dos juros futuros (*forward guidance policies* - FGP) e/ou reduzir o prêmio de risco via compra de títulos de médio e longo prazos (*Quantitative Easing* - QE)<sup>13</sup>. Para Gali (2018), o sucesso da FGP dependeria da credibilidade do BC. Já Sims e Wu (2019) sugerem que a prática de QE tenderia a gerar impactos semelhantes a uma redução tradicional nos juros. Todavia, os autores ressaltam que, em um cenário tradicional, o efeito de um choque exógeno na taxa de juros natural, sobre a inflação e o produto,

<sup>11</sup>Boa parte do “*mainstream*” assume que as políticas monetárias afetariam a economia real apenas no curto prazo, onde há rigidez de preços. No longo prazo, a neutralidade da moeda é retomada devido à flexibilidade dos preços (MANKIW, 2015). Como o “longo prazo” do ARDL depende apenas das defasagens consideradas nas estimações e, portanto, difere da teoria econômica, pode haver divergência entre os resultados teóricos e empíricos (estimados).

<sup>12</sup>Os sobrescritos representam os sinais esperados das respectivas variáveis.

<sup>13</sup>A relação entre QE e o prêmio de risco é analisada em detalhes por Gagnon *et al.* (2011)

poderia ser anulado pela política monetária. Já no ZLB, a prática da QE anularia o efeito sobre uma das variáveis (e.g.: inflação) e apenas atenuaria o efeito sobre a outra (e.g.: produto).

### 3 Metodologia e base de dados

A seção anterior revelou a prevalência de modelos do tipo VAR, VEC e ARDL para avaliar os efeitos da política monetária sobre a atividade econômica. Nesta pesquisa, optou-se pelo ARDL, de Pesaran, Shin *et al.* (1995), pela sua capacidade de: a) admitir a possibilidade de cointegração entre variáveis I(0) (estacionárias em nível) e/ou I(1) (estacionárias na primeira diferença)<sup>14</sup>; b) permitir análises de curto e longo prazo (quando há cointegração); c) controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos<sup>15</sup>; d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos via cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (GREENE, 2008; NKORO; UKO *et al.*, 2016).

Como o ARDL só admite a cointegração de variáveis I(0) e I(1), usaram-se os testes de Dickey Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), assim como Araújo e Dias (2006) e Santos *et al.* (2015), para verificar a ordem de integração das mesmas. Ambos adotam a não estacionariedade (*i.e.*: há raiz unitária) como hipótese nula (H0). Assim, se as séries forem I(0) ou I(1), são efetuadas regressões via MQO (Equação (2)), definindo-se as defasagens das variáveis explicativas via critério de Akaike (AIC) ou Schwarz (SC)<sup>16</sup>. Feito isso, deve-se assegurar que os resíduos da regressão selecionada são normais, homocedásticos e sem autocorrelação serial – ACS (GREENE, 2008)<sup>17</sup>.

A heterocedasticidade e a ACS residual podem ser contornadas, respectivamente, via matriz de White (1980) e procedimento HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*), de Newey e West (1986). Ademais, a não normalidade pode ser solucionada ao controlar os resíduos discrepantes (via *dummies*), conforme Maranduba Júnior e Almeida (2009) e Firme e Simão Filho (2014).

A Equação (2), para um ARDL típico, revela que é explicada por suas defasagens ( $y_{t-i}$ , com  $i = 1, \dots, p$ ) e por  $k$  variáveis explicativas (matriz  $X$ ), que podem ser defasadas ou não ( $X_{j,t-i}$ , sendo  $i = 0, \dots, q_j$  defasagens e  $j = 1, \dots, k$  variáveis).  $\alpha$  e  $u_t$  referem-se à constante e ao resíduo, enquanto  $\gamma_i$  e  $\beta_j$ ,  $i$  são coeficientes de impacto, respectivamente. Geralmente, usa-se a notação ARDL ( $p, q_1, \dots, q_k$ ), onde  $p$ ,  $q_1$  e  $q_k$  revelam as defasagens máximas da variável dependente  $y$  e de cada variável explicativa ( $X_{j=1 \dots k}$ ), respectivamente (GREENE, 2008)<sup>18</sup>.

<sup>14</sup>A cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só admite variáveis com a mesma ordem.

<sup>15</sup>"Since each of the underlying variables stands as a single equation, endogeneity is less of a problem in the ARDL technique because it is free of residual correlation (*i.e.* all variables are assumed endogenous). Also, it enable us analyze the reference model". (NKORO; UKO *et al.*, 2016, p. 78-79)

<sup>16</sup>Optou-se pelo critério AIC, que tende a incluir mais defasagens quando comparado ao SC.

<sup>17</sup>Verificou-se a homocedasticidade (H0) via teste BPG, de Breusch e Pagan (1979) e Godfrey (1978b), a ausência de ACS (H0) via teste BG de Breusch (1978) e Godfrey (1978a) e a normalidade dos resíduos (H0) via teste de Jarque e Bera (1980). Todos os testes estão disponíveis no *software* EViews 11.

<sup>18</sup>Diferentemente dos modelos autorregressivos integrados de média móvel (ARIMA), que requerem a definição da ordem de integração e dos termos autorregressivo e de média móvel (ARÊDES; PEREIRA, 2008; FREDO; MARGARIDO, 2008), o ARDL admite a cointegração de variáveis I(0) e/ou I(1). Assim, havendo cointegração, a identificação do ARDL( $p, q_1, \dots, q_k$ ) consiste em definir as

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X'_{j,t-i} \beta_{j,i} + u_t \quad (2)$$

Com base nas relações intertemporais da Equação (2), pode-se mensurar os impactos de curto e de longo prazo das variáveis explicativas. Para tanto, basta que o modelo estimado seja cointegrado e possua resíduos bem-comportados (GREENE, 2008). Logo, valendo-se do teste de fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001), pode-se verificar a hipótese de cointegração entre variáveis I(0) e I(1)<sup>19</sup>. Assim, se a estatística F do teste for maior que o valor crítico superior, assume-se que há cointegração (rejeita-se a hipótese nula,  $H_0$ ), caso contrário, se a estatística F for menor que o valor crítico inferior, não há cointegração (aceita-se  $H_0$ ). Por fim, se a estatística estiver no intervalo entre o valor crítico inferior e superior, o teste é inconclusivo.

Formalmente, o teste PSS (2001) consiste em estimar a equação (3), com variáveis em nível e diferença ( $\Delta$ ) e verificar se  $H_0 : \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$  (i.e. não há cointegração):

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X'_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \rho y_{t-1} - \alpha - \sum_{j=1}^k X'_{j,t-1} \delta_j + \epsilon_t \quad (3)$$

onde  $\rho$  e  $\delta_j$  são parâmetros que medem o impacto de longo prazo associado à variável dependente defasada ( $y_{t-1}$ ) e às variáveis explicativas defasadas ( $X_{j,t-1}$ ), ambas em nível.

Rejeitando-se  $H_0$  (i.e.: existe cointegração), usam-se os resultados da Equação (2) para obter os coeficientes de longo prazo, das  $j$  variáveis explicativas ( $\theta_j$ ). Logo (GREENE, 2008):

$$\theta_j = \left( \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} \right) / \left( 1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i \right) \quad (4)$$

Portanto, o impacto de longo prazo ( $\theta_j$ ) é o somatório dos impactos intertemporais da própria variável  $j$  ( $\sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i}$ ) ponderado pelo efeito multiplicador das defasagens da variável dependente ( $1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i$ ), ambos estimados na Equação (2).

Ao tomar a Equação (2) em diferença ( $\Delta$ ) e filtrar os efeitos de longo prazo (usando os  $\theta_j$  da Equação (4)) via Vetor de Correção de Erros (VCE), pode-se medir tanto os efeitos de curto prazo das variáveis explicativas ( $\beta_{j,i}^*$ ) e das defasagens da variável dependente ( $\gamma_i^*$ ) quanto a velocidade de ajustamento do modelo ( $\phi$ ), que mede o tempo necessário para que a variável dependente ( $y_t$ ) se estabilize, após um choque qualquer (GREENE, 2008). Formalmente:

$$\Delta y_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j-1} \Delta X'_{j,t-i} \beta_{j,i}^* - \phi VCE_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

defasagens da variável dependente  $p$  e das  $k$  variáveis explicativas ( $q_k$ ) que minimizam um critério de informação previamente determinado (e.g.: AIC, SC, entre outros).

<sup>19</sup>"The ARDL cointegration technique is used in determining the long run relationship between series with different order of integration (...). The reparametrized result gives the short-run dynamics and long run relationship of the considered variables." (NKORO; UKO et al., 2016, p. 68)

Em que:  $VCE_t = y_t - \alpha - \sum_{j=0}^k X'_{j,t} \theta_j$ ;  $\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \gamma_m$ ;  $\beta_{j,i}^* = \sum_{m=i+1}^{q_j} \beta_{j,m}$ .

O procedimento exposto nesta seção foi usado para avaliar o impacto da política monetária brasileira e japonesa sobre suas respectivas economias entre 1996-2019. Para tanto, estimou-se a Equação (2) (ARDL), com  $y_t$  representando a atividade econômica real de cada país  $X_j$  como a matriz que contém as variáveis explicativas (expostas na Equação (1)). Admitiu-se o limite de  $i = 1, \dots, 6$  defasagens (ou 1,5 ano) para as variáveis explicativas.

### 3.1 Base de Dados

Esta pesquisa contou com dados trimestrais de 1996 a 2019 (*i.e.*: 96 observações). A frequência considerada facilita a obtenção de dados macroeconômicos, evita alguns problemas de sazonalidade e volatilidade (comuns em informações diárias e mensais) e permite incluir mais observações do que seria possível em dados semestrais e anuais. Já o período adotado permitiu a adoção de *proxies* semelhantes para o Brasil e o Japão, de modo que os modelos estimados são comparáveis entre os países. Conforme indicado na Equação (1), as variáveis consideradas, nesta pesquisa, foram: <sup>20</sup>

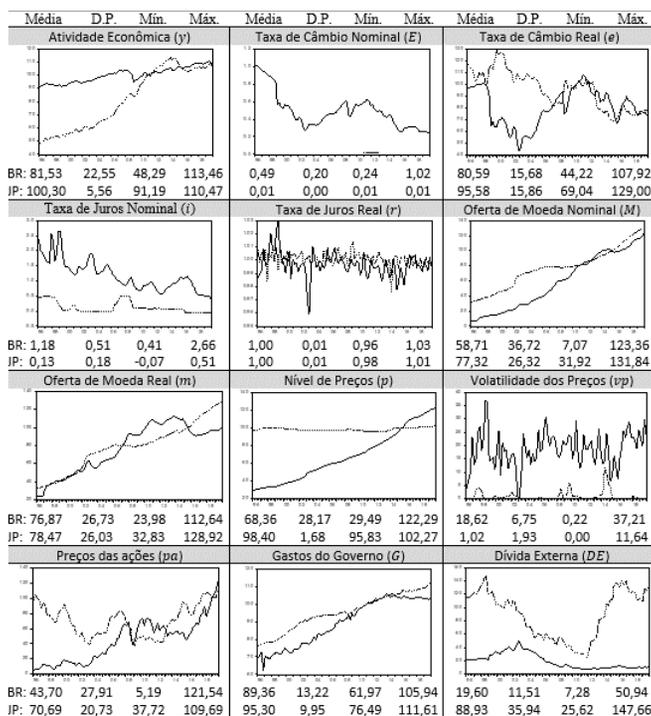
- Atividade Econômica real –  $\ln(y)$ : o PIB corrente brasileiro, em milhões de Reais (R\$), foi convertido em valores constantes de 2011 via IPCA (IPEADATA, 2020) e dessazonalizado no EVIEWS, via CENSUS X13. Feito isso, a série foi transformada em índice (2011\_T1 = 100). Analogamente, o PIB japonês, dessazonalizado e avaliado em bilhões de Yens (¥), constantes de 2011 (FRED, 2020), também foi convertido em índice (2011\_T1 = 100).
- Câmbio nominal e real –  $\ln(E)$  e  $\ln(e)$ : usou-se o câmbio nominal brasileiro (US\$/R\$) e japonês (US\$/¥) em relação ao dólar americano. O câmbio real considerou os preços internos e os câmbios nominais dos principais parceiros comerciais dos dois países (*Real Broad Effective Exchange Rate* - FRED (2020)). Um aumento de  $E$  ou  $e$  representa uma apreciação do cambial nominal ou real, respectivamente.
- Juros nominais e reais –  $(i)$  e  $(r)$ : a taxa básica de juros brasileira (*SELIC/Overnight* - IPEADATA (2020)) e japonesa (*Immediate Call Money/Interbank Rate* - FRED (2020)), ambas convertidas em médias trimestrais, foram transformadas em valores reais com base no Índice de Preços ao Consumidor (IPC) de cada país (FRED, 2020)<sup>21</sup>.
- Oferta de moeda nominal e real –  $\ln(M)$  e  $\ln(m)$ : o índice M1 (liquidez imediata)<sup>22</sup>, referente à oferta de moeda brasileira e japonesa (ambos com 2015=100), foi transformado em valores reais com base no IPC de cada país (FRED, 2020).
- Nível e volatilidade dos preços –  $\ln(p)$  e  $\ln(vp)$ : para captar o nível de preços, usou-se o IPC (2015=100) do Brasil e do Japão (FRED, 2020). A

<sup>20</sup>Exceto pelo juro, que já é uma taxa, todas as variáveis foram tomadas em logaritmo ( $\ln$ ) para que os coeficientes estimados reflitam as elasticidades entre as variáveis explicativas e a dependente (WOOLDRIDGE, 2010)

<sup>21</sup>Formalmente:  $Taxa\ de\ juros\ real = (1 + taxa\ de\ juros\ nominal)/(1 + taxa\ de\ inflação)$ .

<sup>22</sup>Somatório da oferta de moeda em poder do público e os depósitos à vista nos bancos comerciais.

Figura 1: Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas



Fonte: Elaboração própria do autor com base nos dados apresentados nesta seção.

Nota: D.P. = desvio-padrão; Mín. = valor mínimo; Máx. = valor máximo; Brasil - BR (—) Japão - JP (---).

volatilidade, de cada país, considerou o seguinte cálculo:  $vp_t = (p_t - \bar{p})^2$ , sendo  $\bar{p}$  a média de preços entre 1996-2019.

- Preço do mercado de ações –  $\ln(pa)$ : as pontuações associadas às bolsas de valores brasileira (IBOVESPA) e japonesa (NIKKEI), disponíveis no IPEADATA (2020) e FRED (2020), respectivamente, foram transformados em índices (2019\_T1 = 100).
- Gastos Governamentais –  $\ln(G)$ : os gastos do Brasil e Japão, em valores constantes da própria moeda nacional (FRED, 2020), foram convertidos em índices (2011\_T1 = 100).
- Dívida Externa –  $\ln(DE)$ : usou-se o montante de títulos da dívida pública em circulação, destinados ao mercado internacional (*Amount Outstanding of International Debt Securities for Issuers in General Government Sector*), dividido pelo PIB do referido período, ambos avaliados em milhões de US\$ correntes (FRED, 2020).

A Figura 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das variáveis utilizadas.

#### 4 Resultados

Os testes de raiz unitária sugerem que apenas os juros reais ( $r^{BR}$  e  $r^{JP}$ ) e a volatilidade de preços ( $vp^{BR}$  e  $vp^{JP}$ ), de ambos os países, bem como o juro nominal brasileiro ( $i^{BR}$ )<sup>23</sup> e o câmbio real japonês ( $e^{JP}$ ), são estacionários em nível, ou seja, possuem ordem de integração I(0). Apesar disso, todas as variáveis são estacionárias na primeira diferença, I(1), indicando que os dados são adequados ao método ARDL (Tabela 1)<sup>24</sup>. No caso da dívida externa japonesa ( $DE^{JP}$ ), a estacionariedade em primeira diferença ( $\Delta$ ) é garantida apenas com um nível de significância de 15% (pouco usual) no teste ADF. Contudo, como o teste PP sugere que  $\Delta DE^{JP}$  seria estacionária, até mesmo a 1% de significância, e os testes PSS (2001), envolvendo essa variável, não indicaram problemas de cointegração (Tabela 2), optou-se por mantê-la nas análises.

Conforme descrito na Tabela 2, foram consideradas especificações com variáveis nominais (Modelos A a D) e reais (Modelos E a H), contendo apenas aspectos monetários, sem controles fiscais (Modelos A, C, E, G) e com os referidos controles (Modelos B, D, F, H)<sup>25</sup>. Os resultados, baseados no critério AIC<sup>26</sup>, indicam que os modelos têm boa capacidade explicativa (elevado  $R^2_{ajustado}$ ) e variáveis cointegradas (teste PSS, 2001)<sup>27</sup>, que admitem inferências de curto e longo prazo sobre os impactos estimados<sup>28</sup>. Ademais, não houve casos de não normalidade nos resíduos (teste de Jarque-Bera) e os eventuais problemas de heterocedasticidade (Modelos E e G) e/ou autocorrelação serial (Modelos B, D e F) foram corrigidos via matriz de White e procedimento HAC, respectivamente.

O modelo A, apenas com variáveis nominais de política monetária, definido após 100 842 estimativas, indica que uma valorização cambial ( $E$ ) de 10% estimularia o PIB real brasileiro em 0,48%, no mesmo trimestre, chegando a 0,65%, nos períodos seguintes (soma dos efeitos parciais de curto prazo), atingindo um total de 2,21% (longo prazo), após 8 trimestres<sup>29</sup>. No Japão (Modelo C), a mesma política reduziria o PIB real em -1.86% no curto prazo (soma dos efeitos parciais). Porém, o efeito total também seria positivo, gerando um crescimento de 0,21% no longo prazo, após 1,05 trimestre (Tabela 2). Para Mankiw (2015, Cap. 6), as oscilações no câmbio nominal ( $E$ )

<sup>23</sup>A integração I(0) dessa variável foi verificada apenas no teste PP.

<sup>24</sup>"ARDL cointegration technique is preferable when dealing with variables that are integrated of different order, I(0), I(1) or combination of both... However, this technique will crash in the presence of integrated stochastic trend of I(2)" (NKORO; UKO *et al.*, 2016)

<sup>25</sup>A rigor, o preço das ações ( $pa$ ) seria um reflexo monetário (rever seção 2). Mas a teoria do "q de Tobin" sugere que  $pa$  estaria diretamente associada ao investimento (SUMMERS *et al.*, 1981; HAYASHI, 1982) e, portanto, não seria "neutra" no longo prazo. Logo, optou-se por incluí-la de forma separada (juntamente com as variáveis fiscais).

<sup>26</sup>Estimativas com base no critério SC também foram efetuadas. Todavia, como esse critério tende a selecionar modelos mais parcimoniosos (com menos defasagens), muitos deles apresentaram problemas nos resíduos.

<sup>27</sup>A cointegração é reforçada pelos coeficientes negativos e significativos associados ao vetor de correção de erros (VCE), que revelam a velocidade com que um choque qualquer converge para o equilíbrio de longo prazo.

<sup>28</sup>O efeito de longo prazo ( $j$ ) considera a Eq. 4 e os coeficientes da Tabela A.1 (Apêndice A). No caso do câmbio nominal brasileiro ( $E$ ), no Modelo A da Tabela 2, tem-se que (Nota: o *software* considera 6 casas decimais):  $\theta_{j=E} = \frac{(0,048-0,003+0,033-0,005)}{[1-(0,747-0,158+0,224-1,164+0,226)]} \cong 0,221$

<sup>29</sup>A velocidade de convergência (VC) do choque inicial baseia-se no coeficiente ( $\phi$ ) associado ao vetor de correção de erro (VCE) (veja expressão (5)). Formalmente:  $VC = \frac{1}{|\phi|}$ .

**Tabela 1:** Testes de Raiz Unitária

País	Variável	Símbolo	Variável em Nível: I(0)		Variável em Diferença: I(1)	
			ADF	PP	ADF	PP
Brasil	Atividade Econômica	$\ln(y^{BR})$	- 0,304	- 0,148	- 8,029***	- 8,052***
	Taxa de Câmbio Nominal	$\ln(E^{BR})$	- 2,018	- 1,782	- 7,433***	- 7,271***
	Taxa de Câmbio Real	$\ln(e^{BR})$	- 2,359	- 2,044	- 7,674***	- 7,464***
	Taxa de Juros Nominal	$i^{BR}$	- 2,843	- 3,857**	-10,536***	-12,484***
	Taxa de Juros Real	$r^{BR}$	- 3,999**	- 5,570***	-11,803***	-18,651***
	Oferta de Moeda Nominal	$\ln(M^{BR})$	- 2,670	- 1,728	- 6,090***	- 6,547***
	Oferta de Moeda Real	$\ln(m^{BR})$	- 2,544	- 1,939	- 6,723***	- 6,163***
	Nível de Preços	$\ln(p^{BR})$	- 2,028	- 1,479	- 3,728**	- 5,565***
	Volatilidade de Preços	$\ln(vp^{BR})$	- 6,470***	- 5,317***	-10,977***	-20,208***
	Preço das ações	$\ln(pa^{BR})$	- 2,558	- 2,627	- 8,817***	- 8,780***
	Gastos do Governo	$\ln(G^{BR})$	- 0,637	- 1,403	-16,456***	-18,164***
	Dívida Externa	$\ln(DE^{BR})$	- 1,911	- 1,698	- 7,597***	- 7,743***
	Japão	Atividade Econômica	$\ln(y^{JP})$	- 2,653	- 2,653	- 8,298***
Taxa de Câmbio Nominal		$\ln(E^{JP})$	- 2,538	- 2,121	- 4,001**	- 7,475***
Taxa de Câmbio Real		$\ln(e^{JP})$	- 3,267*	- 2,595	- 4,487***	- 8,133***
Taxa de Juros Nominal		$i^{JP}$	- 2,908	- 2,411	- 6,069***	- 6,053***
Taxa de Juros Real		$r^{JP}$	-11,652***	-11,627***	-13,087***	-71,424***
Oferta de Moeda Nominal		$\ln(M^{JP})$	- 1,958	- 1,910	- 5,000***	- 4,987***
Oferta de Moeda Real		$\ln(m^{JP})$	- 1,865	- 1,734	- 5,331***	- 5,256***
Nível de Preços		$\ln(p^{JP})$	- 0,989	- 0,946	-10,940***	-10,940***
Volatilidade de Preços		$\ln(vp^{JP})$	- 5,537***	- 5,537***	-12,682***	-16,303***
Preço das ações		$\ln(pa^{JP})$	- 2,126	- 1,720	- 7,165***	- 7,212***
Gastos do Governo		$\ln(G^{JP})$	- 1,831	- 1,834	-10,722***	-10,674***
Dívida Externa		$\ln(DE^{JP})$	- 1,515	- 0,740	- 3,008#	- 9,820***

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EViews 11.

Nota: (1) \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) todos os testes ADF e PP contêm constante e tendência. Embora não reportados, os testes só com a constante indicaram que nenhuma variável, em diferença, apresentaria raiz unitária (considerando uma significância de, até, 10%).

Tabela 2: Testes de Raiz Unitária

	Variáveis Nominais ( $E, i, M, p$ )				Variáveis Reais ( $e, r, m$ )				
	A (BR)	B (BR) <sup>(b)</sup>	C (JP)	D (JP) <sup>(b)</sup>	E (BR) <sup>(a)</sup>	F (BR) <sup>(b)</sup>	G (JP) <sup>(a)</sup>	H (JP)	
$R^2$ ajustado	0,998	0,998	0,982	0,999	0,998	0,998	0,979	0,989	
Critério de Akaike – AIC	-5,861	-6,265	-6,775	-7,286	-5,763	-6,012	-6,712	-7,250	
No. de Estimações	100842	34588806	100842	34588806	14406	4941258	14406	4941258	
PSS (2001) – H0: há coint.	4,842***	7,875***	5,766***	9,288***	10,178***	10,557***	4,898***	8,290***	
Teste BG – H0: sem ACS	0,557	2,453**	0,865	3,993***	0,690	1,915*	1,404	1,033	
Teste BPG – H0: homoc.	1,124	0,618	0,634	0,718	1,501 <sup>#</sup>	0,692	2,108**	0,810	
Teste JB – H0: erro normal	1,885	0,432	1,520	2,684	2,810	1,734	1,057	0,659	
Impactos de Curto Prazo – CP (efeito parcial): Obtidos via Eq. 5									
Câmbio (0)	$D(E/e)$	0,048**	0,014	-0,033	0,017	0,045*	0,023	-0,048**	-0,019
Efeito Total CP.		0,065	0,014	-0,186	-0,047	0,079	-0,002	-0,123	-0,105
Tx. Juros (0)	$D(i/r)$	-0,031***	-0,034*	0,081***	0,034*	-0,151	-0,028	-0,08	-0,029
Efeito Total CP.		-0,031	0,04	0,081	0,026	-0,602	-0,028	-0,081	0,686
Of. Moeda (0)	$D(M/m)$	0,066	-0,177 <sup>#</sup>	-0,030	0,094**	0,074***	0,045***	0,026***	-0,146**
Efeito Total CP.		0,036	-0,281	-0,018	0,094	0,074	0,045	0,026	-0,148
Nível Preços (0)	$D(p)$	-0,040	-1,084*	0,527**	-0,016	-	-	-	-
Efeito Total CP.		-0,04	-2,524	0,696	-0,366	-	-	-	-
Vol. Preços (0)	$D(vp)$	0,001	-0,014*	-0,001**	-0,0004	0,004	0,003	0,002***	-0,002***
Efeito Total CP.		0,001	0,021	0,002	0,002	0,004	0,003	0,002	0,003
Gastos Gov. (0)	$D(G)$	-	0,010***	-	-0,005***	-	0,005***	-	-0,001
Efeito Total CP.		-	-0,008	-	-0,016	-	0,005	-	-0,004
Dív. Externa (0)	$D(DE)$	-	0,002 <sup>#</sup>	-	0,0001	-	0,002**	-	0,000
Efeito Total CP.		-	0,002	-	0,0004	-	0,002	-	0,000
Preço ações (0)	$D(pa)$	-	-0,024**	-	0,025**	-	0,008	-	0,009
Efeito Total CP.		-	-0,051	-	0,049	-	0,029	-	-0,033
Vet. Cor. Erro	$VCE$	-0,125***	-1,191***	-0,951***	-1,428***	-0,102***	-0,330***	-0,311***	-1,364***
Vel. Converg.	$VC$	8,000	0,840	1,051	0,700	9,803	3,030	3,215	0,733

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EVIEWS 11.

Nota: (1) \*\*\*, \*\*, \* e <sup>#</sup> denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) nos modelos com sobrescrito (a) e (b), usou-se as matrizes de White (1980) e HAC – Newey e West (1986), respectivamente, para corrigir os problemas nos resíduos; (3) A Tabela A.2 contém todos os coeficientes de curto prazo estimados (Apêndice A).

**Tabela 2:** Testes de Raiz Unitária (*continuação*)

		Variáveis Nominais ( $E, i, M, p$ )				Variáveis Reais ( $e, r, m$ )			
		A (BR)	B (BR) <sup>(b)</sup>	C (JP)	D (JP) <sup>(b)</sup>	E (BR) <sup>(a)</sup>	F (BR) <sup>(b)</sup>	G (JP) <sup>(a)</sup>	H (JP)
Impactos de Longo Prazo – LP (efeito total): Obtidos via Eq. 4									
Câmbio	( $E/e$ )	0,221***	0,011	0,021**	0,016	0,131*	0,252***	-0,134***	-0,048***
Taxa de Juros	( $i/r$ )	-0,094#	-0,103***	0,041***	0,022***	3,594	-0,084	-1,203	-0,665*
Oferta de Moeda	( $M/m$ )	0,503***	-0,161***	0,139***	0,066***	0,727***	0,136**	0,082***	0,039***
Nível Preços	( $p$ )	-0,318	-0,066*	0,740***	0,372*	-	-	-	-
Volatil. Preços	( $vp$ )	0,010	-0,059***	-0,003***	-0,001***	0,043	0,008	-0,005**	-0,004***
Gastos Governo	( $G$ )	-	0,029***	-	0,002***	-	0,017***	-	0,003***
Dívida Externa	( $DE$ )	-	0,001*	-	-0,0001**	-	0,005***	-	0,0001***
Preço das ações	( $pa$ )	-	0,027*	-	0,039***	-	0,057**	-	0,043***
Constante	CTE	4,131***	2,969***	0,709**	2,301**	-2,936	0,949	6,060***	4,882***

Fonte: Elaboração própria baseada no *software* EVIEWS 11.

Nota: (1) \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; (2) nos modelos com sobrescrito (a) e (b), usou-se as matrizes de White (1980) e HAC – Newey e West (1986), respectivamente, para corrigir os problemas nos resíduos; (3) A Tabela A.2 contém todos os coeficientes de curto prazo estimados (Apêndice A).

são, basicamente, provenientes dos preços internos ( $p$ ). Portanto, apesar de  $p$  estar inserido nos modelos A e C, é possível que os indivíduos associem a valorização de  $E$  com uma queda em  $p$ . Isso explicaria o impacto reduzido da valorização nominal no Japão (avesso à deflação) e o maior efeito verificado no Brasil (avesso à inflação).

Conforme esperado (Tabela 2), uma elevação de um ponto percentual (p.p.) nos juros nominais ( $i$ ) poderia reduzir a produção brasileira (Modelo A) entre -3,1% (curto prazo) e -9,4% (longo prazo). Contudo, a mesma política geraria um estímulo inicial de 8,1% (curto prazo) e total de 4,1% (longo prazo) no Japão (Modelo C). Novamente, a explicação pode estar atrelada ao histórico de inflação. Para Cargill (2001), Baig (2003) e Ito e Mishkin (2006), o lento crescimento japonês, nos últimos anos, se deve à incapacidade do BoJ em combater a deflação crônica do país<sup>30</sup>. Como a inflação faz parte do juro nominal ( $i = r + \text{inflação}$ ), um aumento em  $i$  pode estar relacionado a um processo inflacionário (ou seja:  $\uparrow i \cong \uparrow \text{inflação}$ ). Tal cenário poderia gerar otimismo e uma perspectiva de crescimento no Japão (assolado pela deflação)<sup>31</sup>.

Ainda na Tabela 2 (Modelos A e C), verificou-se que um crescimento de 1% na oferta de moeda ( $M$ ) poderia impulsionar a economia brasileira em 5,03% e a japonesa em 1,39% (efeitos totais). Além disso, tanto uma elevação no nível ( $p$ ) quanto na volatilidade de preços ( $vp$ ) revelaram-se incapazes de afetar a produção brasileira. No Japão, a inflação ( $p$ ) parece estimular o PIB real, mas a volatilidade ( $vp$ ) mostrou-se prejudicial. Os resultados associados à  $M$  e  $vp$  estão coerentes com a literatura apresentada na seção 2. Já o efeito benéfico da inflação ( $p$ ), no Japão, parece reforçar a tese de que há uma forte aversão à deflação no país.

A inclusão de políticas fiscais ( $G$  e  $DE$ ) e do preço das ações ( $pa$ ), nos Modelos B e D (Tabela 2), revelou-se adequada (segundo os critérios AIC) e revelou que um crescimento nos gastos públicos ( $G$ ) ou nos preços das ações ( $pa$ ) beneficiaria ambos os países. Contudo, uma dívida externa maior ( $DE$ ) se mostrou favorável à produção brasileira e prejudicial à economia japonesa. A literatura (rever seção 2) reconhece que um aumento da dívida pode estimular a demanda e a produção no curto prazo (caso brasileiro). Todavia, no longo prazo, os reflexos seriam negativos sobre o investimento e a atividade econômica (caso japonês). Portanto, pode-se inferir que os japoneses estariam mais cientes sobre os efeitos nocivos dessa prática na economia e seriam mais rápidos em antever e, assim, “realizar” seus impactos<sup>32</sup>.

Dada a interdependência entre o lado fiscal e monetário, é natural esperar que o controle de  $G$ ,  $DE$  e  $pa$  altere os efeitos de  $E$ ,  $i$ ,  $M$ ,  $p$  e  $vp$  (Modelos B e D). Exceto pela perda de significância do câmbio nominal ( $E$ ), em ambos os países, não foram verificadas mudanças relevantes no Japão. Já no Brasil, os impactos da oferta monetária ( $M$ ), do nível ( $p$ ) e da volatilidade de preços ( $vp$ ) tornaram-se negativos e significativos (-0.161, -0.066 e -0.059, respectivamente) (Tabela 2). Os efeitos de  $p$  e  $vp$ , no Brasil, estão coerentes com a

<sup>30</sup>“But the most likely cause for deflation in Japan is a failure of monetary policy, since inflation or deflation is ultimately a monetary phenomenon. The Bank of Japan (BOJ) was unable to stop the inflation rate from turning negative, despite its various efforts.” (ITO; MISHKIN, 2006).

<sup>31</sup>O fato da taxa de juros real japonesa ( $r$ ), cuja inflação já fora previamente descontada, apresentar sinal negativo e coerente com o esperado, nos modelos G e H, parece corroborar essa tese (Tabela 2).

<sup>32</sup>Uma vez previsto, o impacto ocorreria como uma “profecia autorrealizável. Segundo Montes e Fonseca Nicolay (2016), “profecias autorrealizáveis podem surgir (...) quando informações pessimistas sobre o estado da economia contaminam expectativas e, por conseguinte, se tornam realidade”.

literatura. Quanto ao impacto negativo de  $M$ , analogamente ao caso japonês, é possível que a explicação também resida no histórico inflacionário. Ao contrário do Japão, [Giambiagi et al. \(2011\)](#) afirmam que a hiperinflação foi um dos principais entraves ao crescimento econômico brasileiro na década de 1980 e em meados de 1990. Para [Carvalho \(2014\)](#), essa “memória inflacionária” persiste (em menor escala), mesmo após o Plano Real. Portanto, é razoável supor que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal desenfreada da oferta de moeda ( $M$ )<sup>33</sup>.

Ao analisar o efeito das variáveis monetárias, em termos reais (Modelos E e G), notou-se que o juro real ( $r$ ) perdeu significância em ambos os países. Além disso, o sinal do câmbio real japonês ( $e$ ) tornou-se negativo (Modelo G) e contrário ao do Brasil (Modelo E). Portanto, uma depreciação do câmbio real ( $e$ ) estimularia a economia japonesa, mas prejudicaria o Brasil (Tabela 2). Esse efeito, associado ao Japão, está coerente com a literatura e sugere que a depreciação cambial impulsionaria a produção por meio das exportações. No Brasil, os resultados podem estar revelando um elevado grau de dependência externa. Assim, conforme sugerido por [Ma e Kao \(1990\)](#), a depreciação aumentaria os custos internos de produção, com reflexos negativos sobre a atividade econômica. Com exceção da magnitude dos impactos, não foram verificadas outras alterações relevantes entre os modelos A-E (Brasil) e C-G (Japão).

Após controlar as políticas fiscais (G e DE) e o mercado de ações ( $pa$ ), notou-se uma redução nos critérios AIC dos modelos F (Brasil) e H (Japão) da Tabela 2. Portanto, essas especificações são preferíveis às estimações E e G, respectivamente. Os resultados indicaram que um aumento no juro real ( $r$ ) poderia reduzir a produção japonesa (-0,665), contrastando com o efeito positivo do juro nominal ( $i$ ), estimado no modelo D (0,022). No Brasil, uma elevação real na oferta de moeda ( $m$ ) revelou-se benéfica à economia (0,136), diferentemente do impacto negativo da expansão monetária nominal ( $M$ ), verificado no Modelo B (-0,161).

Acredita-se que os japoneses associem juros nominais ( $i$ ) maiores com a inflação e isso gere otimismo, dado o histórico de deflação do país (Modelo D). Como a inflação é descontada nos juros reais ( $r$ ), seu impacto torna-se negativo e coerente com a literatura (Modelo H). No Brasil, o fantasma da hiperinflação parece gerar aversão à expansão nominal da moeda ( $M$ ), o que explicaria o efeito negativo de  $M$  sobre o PIB (Modelo B). Após descontar a inflação, no cálculo da oferta real de moeda ( $m$ ), o efeito de  $m$  torna-se positivo e coerente com o esperado (Modelo F). Com exceção da magnitude dos impactos, não foram verificadas outras alterações relevantes entre os modelos E-F (Brasil) e G-H (Japão). Portanto, as análises anteriores, para as variáveis reais, permanecem válidas (Tabela 2).

## 5 Conclusão

Esta pesquisa revelou que o Brasil e o Japão têm adotado políticas monetárias distintas nos últimos anos. Enquanto o primeiro manteve elevadas taxas de juros, a fim de afastar o fantasma da hiperinflação (controlada apenas em meados de 1990), o segundo valeu-se de juros próximos a zero, ou mesmo

<sup>33</sup>O fato do impacto associado à oferta real de moeda ( $m$ ) manter-se positivo e significativo para o Brasil, nos modelos E e F (Tabela 2), parece corroborar essa tese.

negativos, para inibir a persistente deflação que assola o país desde a década de 1990. Diante desse antagonismo, buscou-se avaliar o efeito das políticas monetárias, praticada por ambos os países, sobre suas respectivas economias.

Para tanto, foram estimados modelos ARDL (*Auto-Regressive Distributed Lag*), com dados trimestrais entre 1996-2019, para o Brasil e o Japão, considerando diferentes mecanismos de transmissão da política monetária e a possível interferência das políticas fiscais. Como a literatura sugere que variáveis monetárias nominais e reais podem afetar a atividade econômica, ambas as possibilidades foram testadas.

Os resultados, oriundos de choques nominais na política monetária, indicam que uma valorização cambial estimularia tanto o PIB real brasileiro quanto o japonês. Todavia, o impacto inicial no Japão seria negativo e o total bastante tímido, em relação ao brasileiro. Quanto aos juros nominais, verificou-se que uma elevação poderia prejudicar o Brasil, mas seria benéfica ao Japão. Como as oscilações nominais do câmbio e do juro são, basicamente, provenientes da inflação, é possível que os indivíduos associem a valorização cambial com uma queda nos preços internos e o aumento nos juros com uma maior inflação. Isso explicaria o impacto reduzido da valorização cambial no Japão (assolado pela deflação) e elevado no Brasil (avesso à inflação), bem como o efeito positivo do aumento dos juros no Japão e negativo no Brasil.

O controle das políticas fiscais e do mercado de ações fez com que o câmbio nominal perdesse significância, em ambos os países, e tornou negativos os impactos da oferta monetária, do nível e da volatilidade de preços no Brasil. Como a hiperinflação foi um grave entrave ao crescimento desse país, até meados de 1990, é razoável esperar que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal da moeda. No Japão, apesar da volatilidade nos preços se mostrar prejudicial, notou-se que um aumento nos preços e/ou na oferta nominal de moeda seriam benéficos, reforçando a tese de que há uma forte aversão interna à deflação.

As variáveis de controle sugerem que maiores gastos públicos e ações valorizadas beneficiariam ambos os países. Já o endividamento externo mostrou-se favorável ao Brasil e indefinido no Japão (ora positivo, ora negativo). Embora a literatura reconheça os benefícios de curto prazo do endividamento, é provável que esse efeito se altere em amostras mais longas.

Ao considerar variáveis monetárias em termos reais, notou-se que uma depreciação do câmbio real estimularia a economia japonesa (possivelmente por meio das exportações), mas prejudicaria o Brasil, sugerindo que esse país possui um elevado grau de dependência externa em seu processo produtivo. Após controlar as políticas fiscais, verificou-se que um aumento no juro real poderia reduzir a produção japonesa, contrastando com o efeito positivo do juro nominal. No Brasil, uma elevação real na oferta de moeda revelou-se benéfica, diferentemente do impacto negativo da expansão monetária nominal.

Essas estimativas apenas reforçam as hipóteses de aversão à deflação no Japão e à inflação no Brasil. Desse modo, uma elevação nominal nos juros poderia ser associada a um maior nível de preços e, assim, gerar otimismo no Japão e uma perspectiva de crescimento. No Brasil, a expansão nominal da moeda parece aumentar o temor associado ao retorno da hiperinflação, gerando reflexos negativos sobre a economia. Contudo, ao expurgar a inflação do juro e da oferta de moeda (valores reais), os efeitos dessas variáveis se invertem e tornam-se coerentes com o esperado em ambos os países.

Acredita-se que as estimativas desta pesquisa, além de melhorar a compreensão sobre os possíveis impactos da política monetária e sua interdependência com as políticas fiscais, permitiram destacar a importância do contexto histórico, de cada país, quanto aos resultados esperados da política adotada. De modo geral, pode-se inferir que políticas com potencial inflacionário poderiam gerar impactos reduzidos/negativos em países avessos à inflação (e.g.: Brasil) e ampliados/positivos em países mais complacentes com o aumento de preços (e.g.: Japão). Contudo, como não existem muitos trabalhos semelhantes na literatura nacional, sugere-se que novos estudos sejam feitos, com diferentes métodos e horizontes temporais, a fim de assegurar que os resultados obtidos nesta pesquisa condizem com a realidade.

## Referências

- ABREU, Marcelo de Paiva *et al.* (org.). *A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1989.
- ACEMOGLU, Daron *et al.* Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. *Journal of Monetary Economics*, v. 50, n. 1, p. 49–123, 2003.
- ARAÚJO, Eliane Cristina de; DIAS, Joilson. Endogeneidade do setor financeiro e crescimento econômico: uma análise empírica para a economia brasileira (1980-2003). *Revista de Economia Contemporânea*, v. 10, p. 575–609, 2006.
- ARÊDES, Alan Figueiredo de; PEREIRA, Matheus Wemerson Gomes. Potencialidade da utilização de modelos de séries temporais na previsão do preço do trigo no Estado do Paraná. *Revista de Economia Agrícola*, v. 55, n. 1, p. 63–76, 2008.
- ARESTIS, Philip; PAULA, Luiz Fernando de; FERRARI-FILHO, Fernando. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 1, p. 1–30, 2009.
- ARTETA, Carlos *et al.* *Negative interest rate policies: Sources and implications*. Washington, DC: World Bank, 2016. (Policy Research Working Paper 66).
- ARTETA, Carlos; STOCKER, Mark. Negative interest rates in Europe: A glance at their causes and implications. *World Bank Global Economic Prospects*, 2015.
- BAIG, Taimur. *Understanding the Costs of Deflation in the Japanese Context*. [S. l.]: International Monetary Fund, 2003. (Working Paper No. 03/215).
- BANCO CENTRAL DO BRASIL —BCB. *Mecanismo de Transmissão da Política Monetária*. 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em: fev. 2020.
- BARBOSA-FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. *Estudos Avançados*, v. 31, p. 51–60, 2017.

- BARRO, Robert J. The stock market and investment. *Review of Financial Studies*, v. 3, n. 1, p. 115–131, 1990.
- BERNANKE, Ben S; BLINDER, Alan S. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901–921, 1992.
- BERNANKE, Ben S; GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995.
- BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, v. 117, n. 4, p. 1329–1368, 2002.
- BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NAKANO, Yoshiaki. Hiperinflação e estabilização no Brasil: o primeiro Plano Collor. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 11, n. 4, 1991.
- BREUSCH, Trevor S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, v. 17, n. 31, p. 334–355, 1978.
- BREUSCH, Trevor S; PAGAN, Adrian R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, v. 47, n. 5, p. 1287–1294, 1979.
- CARGILL, Thomas F. Monetary policy, deflation, and economic history: lessons for the Bank of Japan. *Monetary and Economic Studies*, v. 19, S1, p. 113–134, 2001.
- CARVALHO, André Roncaglia de. A persistência da indexação no Brasil pós-Real. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 34, n. 2, p. 266–283, 2014.
- CHEN, Han; CÚRDIA, Vasco; FERRERO, Andrea. The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programmes. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 289–315, 2012.
- CHU, Angus C; COZZI, Guido. R&D and economic growth in a cash-in-advance economy. *International Economic Review*, v. 55, n. 2, p. 507–524, 2014.
- COCHRANE, John H. Michelson-Morley, Fisher, and Occam: The radical implications of stable quiet inflation at the zero bound. *NBER Macroeconomics Annual*, v. 32, n. 1, p. 113–226, 2018.
- CRUZ, M; NAKABASHI, L; SCATOLIN, F. Efeitos do câmbio e juros sobre as exportações da indústria brasileira. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 12, n. 3, p. 433–461, 2008.
- DE VROEY, Michel. *A history of macroeconomics from Keynes to Lucas and beyond*. Cambridge: Cambridge University Press, 2016. 427 p.

- EISENSCHMIDT, Jens; SMETS, Frank. Negative interest rates: Lessons from the euro area. In: AGUIRRE, Álvaro; BRUNNERMEIER, Markus; SARAVIA, Diego (org.). *Monetary Policy and Financial Stability: Transmission Mechanisms and Policy Implications*. Santiago: Central Bank of Chile, 2019. p. 13–42.
- ELMENDORF, Douglas W; MANKIW, N Gregory. Government debt. In: TAYLOR, John; WOODFORD, Michael. *Handbook of Macroeconomics*. North-Holland: Elsevier, 1999. v. 1C, p. 1615–1669.
- ENGLE, Robert F; GRANGER, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.
- ESTRELLA, Arturo; MISHKIN, Frederic S. Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, v. 80, n. 1, p. 45–61, 1998.
- FAMA, Eugene F. Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545–565, 1981.
- FEDERAL RESERVE ECONOMIC DATA — FRED. *Federal Reserve Economic Data of St. Louis*. 2020. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org>. Acesso em: 2020.
- FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; SIMÃO FILHO, José. Análise do crescimento econômico dos municípios de minas gerais via modelo MRW (1992) com capital humano, condições de saúde e fatores espaciais, 1991-2000. *Economia Aplicada*, v. 18, n. 4, p. 679–716, 2014.
- FONSECA, Pedro Cezar Dutra; CUNHA, André Moreira; BICHARA, Julimar da Silva. O Brasil na Era Lula: retorno ao desenvolvimentismo? *Nova Economia*, v. 23, n. 2, p. 403–428, 2013.
- FORESTI, Pasquale. Testing for Granger causality between stock prices and economic growth. *MPRA Paper*, n. 2962, 2007.
- FREDO, Carlos Eduardo; MARGARIDO, Mario Antonio. Modelando a sazonalidade eo processo gerador da série de tempo do emprego rural no estado de São Paulo. *Revista de Economia e Agronegócio*, v. 6, n. 3, p. 367–394, 2008.
- FUJIKI, Hiroshi; OKINA, Kunio; SHIRATSUKA, Shigenori *et al.* Monetary policy under zero interest rate: Viewpoints of central bank economists. *Monetary and Economic Studies*, v. 19, n. 1, p. 89–130, 2001.
- GAGNON, Joseph. Quantitative easing: An underappreciated success. *Peterson Institute for International Economics*, n. 16-4, 2016.
- GAGNON, Joseph *et al.* The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, v. 7, n. 1, p. 3–43, 2011.

- GALI, Jordi. How well does the IS-LM model fit postwar US data? *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 709–738, 1992.
- GALI, Jordi. The state of New Keynesian economics: a partial assessment. *Journal of Economic Perspectives*, v. 32, n. 3, p. 87–112, 2018.
- GIAMBIAGI, F *et al.* *Economia brasileira contemporânea*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2011. p. 97–193.
- GLÜZMANN, Pablo Alfredo; LEVY-YEYATI, Eduardo; STURZENEGGER, Federico. Exchange rate undervaluation and economic growth: Díaz Alejandro (1965) revisited. *Economics Letters*, v. 117, n. 3, p. 666–672, 2012.
- GODFREY, Leslie G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica*, v. 46, p. 1293–1302, 1978a.
- GODFREY, Leslie G. Testing for multiplicative heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 8, n. 2, p. 227–236, 1978b.
- GOLOB, John E. Does inflation uncertainty increase with inflation? *Economic Review*, v. 79, p. 27–27, 1994.
- GOODFRIEND, Marvin. Overcoming the zero bound on interest rate policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 32, n. 4, p. 1007–1035, 2000.
- GREENE, William H. *Econometric Analysis*. 6. ed. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2008.
- GREINER, Alfred. Does it pay to have a balanced government budget? *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, v. 164, n. 3, p. 460–476, 2008.
- HAYASHI, Fumio. Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, v. 50, n. 1, p. 213–224, 1982.
- HOLLAND, A Steven. Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 25, n. 3, 514 p., 1993.
- IPEADATA. *Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. 2020. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 2020.
- ITO, Takatoshi; MISHKIN, Frederic S. Two decades of Japanese monetary policy and the deflation problem. In: ITO, Takatoshi; ROSE, Andrew K. (org.). *Monetary policy with very low inflation in the pacific rim*. Chicago: University of Chicago Press, 2006. v. 15. p. 131–202.
- JARQUE, Carlos M; BERA, Anil K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, v. 6, n. 3, p. 255–259, 1980.

- JOHANSEN, Søren. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 231–254, 1988.
- JOVIC, Srdjan *et al.* Analysing of exchange rate and gross domestic product (GDP) by adaptive neuro fuzzy inference system (ANFIS). *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, v. 513, p. 333–338, 2019.
- JOYCE, Michael *et al.* Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 271–288, 2012.
- JUDSON, Ruth; ORPHANIDES, Athanasios. Inflation, volatility and growth. *International Finance*, v. 2, n. 1, p. 117–138, 1999.
- KANCZUK, Fabio. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249–267, 2002.
- KAPETANIOS, George *et al.* Assessing the economy-wide effects of quantitative easing. *Economic Journal*, v. 122, n. 564, p. 316–347, 2012.
- KOGID, Mori *et al.* The Effect of Exchange Rates on Economic Growth: Empirical Testing on Nominal Versus Real. *IUP Journal of Financial Economics*, v. 10, n. 1, p. 1–17, 2012.
- LEVINE, ROSS; ZERVOS, Sara. Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, v. 88, n. 3, p. 537–558, 1998.
- LIMA-JÚNIOR, Luiz *et al.* The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan: An ARDL approach for the crisis period. *Journal of Economic Studies*, v. 43, n. 6, p. 1006–1021, 2016.
- MA, Christopher K; KAO, G Wench. On exchange rate changes and stock price reactions. *Journal of Business Finance & Accounting*, v. 17, n. 3, p. 441–449, 1990.
- MANKIW, N. Gregory. *Macroeconomia*. 8. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2015.
- MARANDUBA JÚNIOR, Noé Gonçalves; ALMEIDA, Eduardo Simões de. Análise de convergência espacial dos repasses da Lei Robin Hood. *Economia e Sociedade*, v. 18, n. 3, p. 583–601, 2009.
- MENDONÇA, Helder Ferreira de. Mecanismos de transmissão monetária ea determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 1, p. 1–17, 2001.
- MINEA, Alexandru; VILLIEU, Patrick. Borrowing to finance public investment? The ‘golden rule of public finance’ reconsidered in an endogenous growth setting. *Fiscal Studies*, v. 30, n. 1, p. 103–133, 2009.
- MISHKIN, Frederic S. *The economics of money, banking, and financial markets*. 12. ed. [S. l.]: Pearson, 2018.

- MONTES, Gabriel Caldas; FONSECA NICOLAY, Rodolfo Tomás da. Comunicação do Banco Central, expectativas de inflação e profecia autorrealizável: evidências para o Brasil. *Análise Econômica*, v. 34, n. 66, p. 83–118, 2016.
- MOUNTFORD, Andrew; UHLIG, Harald. What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, v. 24, n. 6, p. 960–992, 2009.
- NAKANO, Mitsuhiro. *Financial Crisis and Bank Management in Japan (1997 to 2016)*. London: Palgrave Macmillan, 2016. 203 p.
- NEWKEY, Whitney K; WEST, Kenneth D. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, p. 703–708, 1986.
- NKORO, Emeka; UKO, Aham Kelvin *et al.* Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, v. 5, n. 4, p. 63–91, 2016.
- OREIRO, José Luís da Costa *et al.* Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. *Economia Aplicada*, v. 10, n. 4, p. 609–634, 2006.
- PAULA, Ricardo Zimbrão Affonso *et al.* Política monetária no Brasil: abordagem e proposição de políticas pela ortodoxia brasileira. *Revista HEERA*, v. 8, n. 14, p. 77–120, 2013.
- PEREIRA, Luiz Carlos Bresser. A crise da América Latina: Consenso de Washington ou crise fiscal? *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 21, n. 1, p. 3–23, 1991.
- PERES, Marco Aurélio Ferreira; ELLERY JUNIOR, Roberto de Goes. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 39, n. 2, 2009.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol *et al.* *An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis*. Cambridge: University of Cambridge, 1995.
- PESARAN, M Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 3, p. 289–326, 2001.
- PESARAN, M Hashem; SMITH, Ron P. Counterfactual analysis in macroeconomics: An empirical investigation into the effects of quantitative easing. *Research in Economics*, v. 70, n. 2, p. 262–280, 2016.
- RAZIN, Ofair; COLLINS, Susan M. *Real exchange rate misalignments and growth*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1997.
- RESENDE, André Lara. *Juros, moeda e ortodoxia: teorias monetárias e controvérsias políticas*. São Paulo: Portfolio-Penguin, 2017. 179 p.

- SAMUELSON, Paul A; SOLOW, Robert M. Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, v. 50, n. 2, p. 177–194, 1960.
- SANTOS, Emerson Costa dos *et al.* Análise da relação de curto e longo prazos entre as políticas monetária e fiscal com crescimento econômico no Brasil: aplicação de modelos VEC. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 19, n. 3, p. 503–523, 2015.
- SARGENT, Thomas J; WALLACE, Neil *et al.* Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review Minneapolis*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.
- SERRA, José. Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira de após-guerra. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 2, n. 2, 1982.
- SERRANO, Franklin. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 30, n. 1, p. 63–72, 2010.
- SHIRAI, Sayuri. *Mission Complete: Reflating Japan's Economy*. Tokyo: Asian Development Bank Institute, 2018. 173 p.
- SICSÚ, João. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. *Brazilian Journal of Political Economy*, v. 22, n. 1, p. 24–35, 2020.
- SIMS, Christopher A. Limits to inflation targeting. In: BERNANKE, Ben S.; WOODFORD, Michael (org.). *The inflation-targeting debate*. Chicago: University of Chicago Press, 2004. p. 283–310.
- SIMS, Eric R; WU, Jing Cynthia. *Are QE and conventional monetary policy substitutable?* [S. l.]: SSRN, 2019.
- SOARES, Luan Wallacy Vieira; FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; LIMA JÚNIOR, Luiz Antônio de. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro. *Brazilian Review of Finance*, v. 19, n. 1, p. 70–96, 2021.
- SUMMERS, Lawrence H *et al.* Taxation and corporate investment: A q-theory approach. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1981, n. 1, p. 67–127, 1981.
- TAKAGI, Shinji. *Conquering the fear of freedom: Japanese exchange rate policy since 1945*. Oxford: Oxford University Press, 2015. 360 p.
- TAYLOR, John B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11–26, 1995.
- TORRES FILHO, Ernani Teixeira. *O Estouro de bolhas especulativas recentes: os casos dos Estados Unidos e do Japão*. Rio de Janeiro: IPEA, 2015. 36 p. (Textos para Discussão 2096).
- WHITE, Halbert. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980.

WILSON, Bradley K; CULVER, Sarah E. On measuring the response of real GDP growth to changes in inflation volatility. *Quarterly Journal of Business and Economics*, p. 3–15, 1999.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introdução à Econometria: Uma Abordagem Moderna*. 4. ed. Norte-Americana. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

## **Apêndice A**

**Tabela A.1:** Modelos ARDL selecionados via critério AIC (Estimações baseadas na Equação 2)

		Variáveis Nominais				Variáveis Reais			
		A (BR)	B (BR)	C (JP)	D (JP)	E (BR)	F (BR)	G (JP)	H (JP)
Ativ. Econômica (-1)	$y(-1)$	0,747***	0,229*	0,595***	0,201*	0,844***	0,649***	1,020***	0,449***
Ativ. Econômica (-2)	$y(-2)$	-0,158	-0,420***	-0,144	-0,278**	-0,187	-0,254**	-0,190	-0,238*
Ativ. Econômica (-3)	$y(-3)$	0,224#	-	-0,418***	-0,351***	0,241**	0,275**	-0,305**	-0,536***
Ativ. Econômica (-4)	$y(-4)$	-0,164	-	0,307**	-	-	-	0,380**	0,293*
Ativ. Econômica (-5)	$y(-5)$	0,226**	-	-0,024	-	-	-	-0,215*	-0,109
Ativ. Econômica (-6)	$y(-6)$	-	-	-0,267**	-	-	-	-	-0,223**
Câmbio nom./real (0)	$E/e(0)$	0,048**	0,014	-0,034	0,017	0,045**	0,023	-0,050**	-0,019
Câmbio nom./real (-1)	$E/e(-1)$	-0,003	-	-0,099**	-0,059#	0,001	0,036	-0,070**	-0,132***
Câmbio nom./real (-2)	$E/e(-2)$	0,033	-	0,160***	0,051	0,021	0,048*	0,154***	0,097**
Câmbio nom./real (-3)	$E/e(-3)$	-0,050**	-	-0,122***	-0,085**	-0,098***	-0,071**	-0,123***	-0,117***
Câmbio nom./real (-4)	$E/e(-4)$	-	-	0,115***	0,146***	0,043*	0,048**	0,093**	0,106***
Câmbio nom./real (-5)	$E/e(-5)$	-	-	-	-0,047**	-	-	-0,017	-
Câmbio nom./real (-6)	$E/e(-6)$	-	-	-	-	-	-	-0,032	-
Tx. Juros nom./real (0)	$i/r(0)$	-0,031***	-0,034*	0,081***	0,034*	-0,151	-0,028	-0,080	-0,029
Tx. Juros nom./real (-1)	$i/r(-1)$	0,020*	-0,015	-0,042**	-0,009	0,067	-	-0,294#	-0,164
Tx. Juros nom./real (-2)	$i/r(-2)$	-	0,017	-	0,039	0,452**	-	-	-0,309
Tx. Juros nom./real (-3)	$i/r(-3)$	-	-0,049**	-	-0,022	-	-	-	-0,407**
Tx. Juros nom./real (-4)	$i/r(-4)$	-	-0,003	-	0,066**	-	-	-	-
Tx. Juros nom./real (-5)	$i/r(-5)$	-	0,003	-	0,002	-	-	-	-
Tx. Juros nom./real (-6)	$i/r(-6)$	-	-0,043***	-	-0,077***	-	-	-	-
Of. Moeda nom./real (0)	$M/m(0)$	0,066	-0,177#	-0,030	0,094**	0,074***	0,045***	0,026***	-0,146**
Of. Moeda nom./real (-1)	$M/m(-1)$	-0,033	-0,120	0,174#	-	-	-	-	0,197*
Of. Moeda nom./real (-2)	$M/m(-2)$	0,057	0,173	-0,030	-	-	-	-	-0,047
Of. Moeda nom./real (-3)	$M/m(-3)$	0,104	-0,020	-0,094	-	-	-	-	0,008
Of. Moeda nom./real (-4)	$M/m(-4)$	-0,266***	-0,020	0,110	-	-	-	-	-0,012
Of. Moeda nom./real (-5)	$M/m(-5)$	0,135***	-0,210*	-0,161	-	-	-	-	-0,038
Of. Moeda nom./real (-6)	$M/m(-6)$	-	0,180**	0,162**	-	-	-	-	0,091#
Nível de Preços (0)	$p(0)$	-0,040	-1,084*	0,527**	-0,017	-	-	-	-
Nível de Preços (-1)	$p(-1)$	-	-0,434	0,346	0,199	-	-	-	-
Nível de Preços (-2)	$p(-2)$	-	0,318	-0,107	0,206	-	-	-	-
Nível de Preços (-3)	$p(-3)$	-	-0,294	-0,081	0,204	-	-	-	-
Nível de Preços (-4)	$p(-4)$	-	1,416**	-0,367#	-0,551***	-	-	-	-
Nível de Preços (-5)	$p(-5)$	-	-	-0,066	-0,138	-	-	-	-
Nível de Preços (-6)	$p(-6)$	-	-	0,452**	0,629***	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 11.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

**Tabela A.1:** Modelos ARDL selecionados via critério AIC (Estimações baseadas na Equação 2) (*continuação*)

		Variáveis Nominais				Variáveis Reais			
		A (BR)	B (BR)	C (JP)	D (JP)	E (BR)	F (BR)	G (JP)	H (JP)
Volatilidade Preços (0)	<i>vp</i> (0)	0,001	-0,014*	-0,001**	-0,0004	0,004	0,003	-0,001*	-0,002***
Volatilidade Preços (-1)	<i>vp</i> (-1)	-	-0,022***	0,001*	0,0004	-	-	0,001**	0,001#
Volatilidade Preços (-2)	<i>vp</i> (-2)	-	-0,015*	-0,002**	-0,002***	-	-	-0,002***	-0,002***
Volatilidade Preços (-3)	<i>vp</i> (-3)	-	-0,020**	-0,001**	-	-	-	-	-0,001
Volatilidade Preços (-4)	<i>vp</i> (-4)	-	-	-	-	-	-	-	0,0002
Volatilidade Preços (-5)	<i>vp</i> (-5)	-	-	-	-	-	-	-	-0,001
Volatilidade Preços (-6)	<i>vp</i> (-6)	-	-	-	-	-	-	-	-0,001**
Gastos Governo (0)	<i>G</i> (0)	-	0,010***	-	-0,005***	-	0,006***	-	-0,001
Gastos Governo (-1)	<i>G</i> (-1)	-	0,006***	-	-0,002	-	-	-	0,002
Gastos Governo (-2)	<i>G</i> (-2)	-	0,003*	-	0,003#	-	-	-	0,0004
Gastos Governo (-3)	<i>G</i> (-3)	-	0,006***	-	0,005**	-	-	-	0,003*
Gastos Governo (-4)	<i>G</i> (-4)	-	0,005***	-	0,002	-	-	-	0,00003
Gastos Governo (-5)	<i>G</i> (-5)	-	0,004***	-	0,003#	-	-	-	-
Gastos Governo (-6)	<i>G</i> (-6)	-	-	-	-0,003#	-	-	-	-
Dívida Externa (0)	<i>DE</i> (0)	-	0,002#	-	0,00006	-	0,002**	-	-0,0001
Dívida Externa (-1)	<i>DE</i> (-1)	-	-0,001	-	0,000007	-	-	-	-0,0001
Dívida Externa (-2)	<i>DE</i> (-2)	-	-0,002*	-	-0,0003**	-	-	-	-0,0002#
Dívida Externa (-3)	<i>DE</i> (-3)	-	0,002*	-	-	-	-	-	0,00001
Dívida Externa (-4)	<i>DE</i> (-4)	-	-0,002#	-	-	-	-	-	-0,0002#
Dívida Externa (-5)	<i>DE</i> (-5)	-	0,002***	-	-	-	-	-	0,0003***
Preço das ações (0)	<i>pa</i> (0)	-	-0,024**	-	0,025**	-	0,008	-	0,010
Preço das ações (-1)	<i>pa</i> (-1)	-	0,029**	-	0,055***	-	0,033**	-	0,008
Preço das ações (-2)	<i>pa</i> (-2)	-	0,027*	-	-0,027#	-	-0,021**	-	-0,012
Preço das ações (-3)	<i>pa</i> (-3)	-	-	-	-0,014	-	-	-	0,011
Preço das ações (-4)	<i>pa</i> (-4)	-	-	-	0,043***	-	-	-	0,042**
Preço das ações (-5)	<i>pa</i> (-5)	-	-	-	-0,026**	-	-	-	-0,022
Preço das ações (-6)	<i>pa</i> (-6)	-	-	-	-	-	-	-	0,022*
Constante	CTE	0,516***	3,537***	0,675*	3,288**	-0,300	0,314	1,885***	6,660***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 11.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

Tabela A.2: Impactos de Curto Prazo dos Modelos ARDL (versão completa)

		Modelo com Variáveis Nominais				Modelo com Variáveis Reais				
		BR	BR	JP	JP	BR	BR	JP	JP	
Câmbio (0)	D(E)	0,048**	0,014	-0,033	0,017	D(e)	0,045*	0,023	-0,048**	-0,019
Câmbio (-1)	D(E)	-0,033	-	-0,160***	-0,051	D(e)	-0,021	-0,047*	-0,154***	-0,097**
Câmbio (-2)	D(E)	0,050**	-	0,122***	0,085**	D(e)	0,098***	0,070**	0,123***	0,117***
Câmbio (-3)	D(E)	-	-	-0,115***	-0,145***	D(e)	-0,043*	-0,048**	-0,093**	-0,106***
Câmbio (-4)	D(E)	-	-	-	0,047**	D(e)	-	-	0,017	-
Câmbio (-5)	D(E)	-	-	-	-	D(e)	-	-	0,032	-
SOMA	D(E)	0,065	0,014	-0,186	-0,047	D(e)	0,079	-0,002	-0,123	-0,105
Tx. Juros (0)	D(i)	-0,031***	-0,034*	0,081***	0,034*	D(r)	-0,151	-0,028	-0,080	-0,029
Tx. Juros (-1)	D(i)	-	-0,018	-	-0,039	D(r)	-0,451**	-	-0,001*	0,308
Tx. Juros (-2)	D(i)	-	0,049**	-	0,022	D(r)	-	-	-	0,407**
Tx. Juros (-3)	D(i)	-	0,003	-	-0,066**	D(r)	-	-	-	-
Tx. Juros (-4)	D(i)	-	-0,003	-	-0,002	D(r)	-	-	-	-
Tx. Juros (-5)	D(i)	-	0,043***	-	0,077***	D(r)	-	-	-	-
SOMA	D(i)	-0,031	0,040	0,081	0,026	D(r)	-0,602	-0,028	-0,081	0,686
Of. Moeda (0)	D(M)	0,066	-0,177#	-0,030	0,094**	D(m)	0,074***	0,045***	0,026***	-0,146**
Of. Moeda (-1)	D(M)	-0,057	-0,173	0,030	-	D(m)	-	-	-	0,047
Of. Moeda (-2)	D(M)	-0,104	0,020	0,093	-	D(m)	-	-	-	-0,008
Of. Moeda (-3)	DM()	0,266***	0,020	-0,110	-	D(m)	-	-	-	0,012
Of. Moeda (-4)	D(M)	-0,135***	0,210*	0,161	-	D(m)	-	-	-	0,038
Of. Moeda (-5)	D(M)	-	-0,181**	-0,162**	-	D(m)	-	-	-	-0,091#
SOMA	D(M)	0,036	-0,281	-0,018	0,094	D(m)	0,074	0,045	0,026	-0,148
Preços (0)	D(p)	-0,040	-1,084*	0,527**	-0,016	-	-	-	-	-
Preços (-1)	D(p)	-	-0,318	0,107	-0,206	-	-	-	-	-
Preços (-2)	D(p)	-	0,294	0,081	-0,204	-	-	-	-	-
Preços (-3)	D(p)	-	-1,416**	0,367#	0,551***	-	-	-	-	-
Preços (-4)	D(p)	-	-	0,066	0,138	-	-	-	-	-
Preços (-5)	D(p)	-	-	-0,452**	-0,629***	-	-	-	-	-
SOMA	D(p)	-0,040	-2,524	0,696	-0,366	-	-	-	-	-

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 11.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

**Tabela A.2:** Impactos de Curto Prazo dos Modelos ARDL (versão completa) (*continuação*)

		Modelo com Variáveis Nominais				Modelo com Variáveis Reais				
		BR	BR	JP	JP	BR	BR	JP	JP	
Vol. Preços (0)	D(vp)	0,001	-0,014*	-0,001**	-0,0004	D(vp)	0,004	0,003	0,002***	-0,002***
Vol. Preços (-1)	D(vp)	-	0,015*	0,002***	0,002***	D(vp)	-	-	-	0,002***
Vol. Preços (-2)	D(vp)	-	0,020**	0,001**	-	D(vp)	-	-	-	0,001
Vol. Preços (-3)	D(vp)	-	-	-	-	D(vp)	-	-	-	0,0002
Vol. Preços (-4)	D(vp)	-	-	-	-	D(vp)	-	-	-	0,0005
Vol. Preços (-5)	D(vp)	-	-	-	-	D(vp)	-	-	-	0,001**
SOMA	D(vp)	0,001	0,021	0,002	0,002	D(vp)	0,004	0,003	0,002	0,003
Gastos Gov. (0)	D(G)	-	0,010***	-	-0,005***	D(G)	-	0,005***	-	-0,001
Gastos Gov. (-1)	D(G)	-	-0,003*	-	-0,003#	D(G)	-	-	-	-0,0004
Gastos Gov. (-2)	D(G)	-	-0,006***	-	-0,005**	D(G)	-	-	-	-0,003*
Gastos Gov. (-3)	D(G)	-	-0,005***	-	-0,002	D(G)	-	-	-	-
Gastos Gov. (-4)	D(G)	-	-0,004***	-	-0,003#	D(G)	-	-	-	-
Gastos Gov. (-5)	D(G)	-	-	-	0,002#	D(G)	-	-	-	-
SOMA	D(G)	-	-0,008	-	-0,016	D(G)	-	0,005	-	-0,004
Dív. Externa (0)	D(DE)	-	0,002#	-	0,00006	D(DE)	-	0,002**	-	0,00003
Dív. Externa (-1)	D(DE)	-	0,002*	-	0,0003**	D(DE)	-	-	-	0,0002#
Dív. Externa (-2)	D(DE)	-	-0,002*	-	-	D(DE)	-	-	-	-0,00001
Dív. Externa (-3)	D(DE)	-	0,002#	-	-	D(DE)	-	-	-	0,0002#
Dív. Externa (-4)	D(DE)	-	-0,002***	-	-	D(DE)	-	-	-	-0,0004***
SOMA	D(DE)	-	0,002	-	0,0004	D(DE)	-	0,002	-	0,000
Preço ações (0)	D(pa)	-	-0,024**	-	0,025**	D(pa)	-	0,008	-	0,009
Preço ações (-1)	D(pa)	-	-0,027*	-	0,027#	D(pa)	-	0,021**	-	0,012
Preço ações (-2)	D(pa)	-	-	-	0,014	D(pa)	-	-	-	-0,011
Preço ações (-3)	D(pa)	-	-	-	-0,043***	D(pa)	-	-	-	-0,042**
Preço ações (-4)	D(pa)	-	-	-	0,026**	D(pa)	-	-	-	0,021
Preço ações (-5)	D(pa)	-	-	-	-	D(pa)	-	-	-	-0,022*
SOMA	D(pa)	-	-0,051	-	0,049	D(pa)	-	0,029	-	-0,033

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EViews 11.

Nota: \*\*\*, \*\*, \* e # denotam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.