

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES  
FACULDADE DE ECONOMIA**

**LORENA MARQUES ARÊDES LAGES**

**O EFEITO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS ANTAGÔNICAS SOBRE A ATIVIDADE  
ECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM BASE NOS CASOS BRASILEIRO  
E JAPONÊS.**

**Governador Valadares  
2021**

**LORENA MARQUES ARÊDES LAGES**

**O EFEITO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS ANTAGÔNICAS SOBRE A ATIVIDADE  
ECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM BASE NOS CASOS BRASILEIRO  
E JAPONÊS.**

Monografia apresentada ao curso de  
Ciências Econômicas da Universidade  
Federal de Juiz de Fora, Campus  
Governador Valadares, como requisito  
para obtenção de título de Bacharel em  
Ciências Econômicas

Orientador (a): Professor Dr. Vinicius de Azevedo Couto Firme.

**Governador Valadares  
2021**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Lages, Lorena Marques Arêdes.

O efeito de políticas monetárias antagônicas sobre a atividade econômica: uma análise empírica com base nos casos brasileiro e japonês. / Lorena Marques Arêdes Lages. -- 2021.

41 p.

Orientador: Vinicius de Azevedo Couto Firme

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2021.

1. Política monetária. 2. Impactos econômicos. 3. Modelo ARDL. I. Firme, Vinicius de Azevedo Couto, orient. II. Título.



UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA  
REITORIA - CAMPUSGV - ICSA - Secretaria

### **ATA DE DEFESA DE TRABALHO DE CONCLUSÃO DE CURSO**

Às 15:30h do dia 04 de março de 2021, por webconferência, conforme Resolução Nº 24/2020 do Conselho Superior (CONSU), foi instalada a banca do exame de Trabalho de Conclusão de Curso para julgamento do trabalho desenvolvido pelo(a) discente LORENA MARQUES ARÊDES LAGES, matriculado(a) no curso de bacharelado em Ciências Econômicas. O(a) Prof.(a) Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme, orientador(a) e presidente da banca julgadora, abriu a sessão apresentando os demais examinadores, os professores: Dr. Luiz Antônio de Lima Júnioire Ma. Nayara Peneda Tozei.

Após a arquição e avaliação do material apresentado, relativo ao trabalho intitulado: O EFEITO DE POLÍTICAS MONETÁRIAS ANTAGÔNICAS SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA COM BASE NOS CASOS BRASILEIRO E JAPONÊS, a banca examinadora se reuniu em sessão fechada considerando o(a) discente LORENA MARQUES ARÊDES LAGES:

Aprovado (a)

Reprovado (a)

Nada mais havendo a tratar, foi encerrada a sessão e lavrada a presente ata que vai assinada eletronicamente pelos presentes.

Governador Valadares, 04 de março de 2021.

---

Prof. Dr. Vinícius de Azevedo Couto Firme

Orientador(a)

---

Prof. Dr. Luiz Antônio de Lima Júnioire

---

Prof.a. Ma. Nayara Peneda Tozei



Documento assinado eletronicamente por **Luiz Antonio de Lima Junior, Professor(a)**, em 05/03/2021, às 08:59, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Nayara Peneda Tozei, Professor(a)**, em 05/03/2021, às 12:50, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Vinicius de Azevedo Couto Firme, Professor(a)**, em 07/03/2021, às 13:23, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



Documento assinado eletronicamente por **Lorena Marques Arêdes Lages, Usuário Externo**, em 15/03/2021, às 11:30, conforme horário oficial de Brasília, com fundamento no art. 6º do [Decreto nº 8.539, de 8 de outubro de 2015](#).



A autenticidade deste documento pode ser conferida no Portal do SEI-Ufjf ([www2.ufjf.br/SEI](http://www2.ufjf.br/SEI)) através do ícone Conferência de Documentos, informando o código verificador **0291517** e o código CRC **0AAE7743**.

Ao meu filho Murilo, cujos movimentos em meu ventre e o calor em meu colo marcaram a conclusão desta etapa.

## AGRADECIMENTOS

Ao Autor e consumidor de minha fé, que escolheu este momento para o encerramento desta etapa, me mostrando do quanto sou capaz.

Agradeço ao meu amado esposo e meu economista favorito, Bruno Lages, pelo apoio, incentivo, cobrança descontraída e principalmente pela paciência todas as vezes que repeti a mesma pergunta sobre o plano real. Ao meu filho, Murilo Lages, a força motriz da conclusão deste estudo, a parte doce de minhas noites em claro.

Aos meus pais, Maurício e Rosângela pela torcida, compreensão e pelo ouvido amigo em todas as dezenas de milhares de vezes que precisei "chorar" por causa da economia. Dedico essa conquista a vocês, que apesar de não terem tido o privilégio de estudar, formaram as duas filhas. Vocês são duplamente vitoriosos!

Às minhas avós: dona Odélia Louzada Arêdes e Maria de Lourdes Marques (*in memoriam*), mulheres de fé, mães, que me ensinaram a valorizar a liberdade de escolha e a educação à qual tenho acesso, principalmente após a maternidade.

Aos meus amigos "EcoMigos" (Isabela, Louyze, Lucas, Marlon, Sabrina, Silvia, Vanessa) por compreenderem e me incentivarem a retomar todas as vezes que parei nesta jornada acadêmica.

Aos meus mestres e orientadores, em especial os professores Amanda Ferrari Uceli, Luiz Antônio de Lima Júnior e Vinicius Azevedo de Couto Firme, vocês me inspiram! Que a dedicação de lecionar de vocês continue encantando alunos da mesma forma que me encantou.

À minha amiguinha de quatro patas (e por fim, três), Lilo, pela companhia em momentos tristes de minha vida.

Por fim, aos meus tios, sobretudo Rui e Rosemary, cujas conversas sobre juros e dólar despertaram minha curiosidade acerca do funcionamento da economia, culminando neste trabalho.

Enfim, o ponto final!

## RESUMO

Diante da diferença no uso da política monetária no Brasil e no Japão, este trabalho usou modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL) para analisar os efeitos destas políticas sobre a atividade econômica nestes países entre 1996-2019 (dados trimestrais). Os resultados sugerem que políticas monetárias e fiscais são interdependentes. Na esfera monetária, o câmbio real se mostrou relevante (mas não o nominal) e uma depreciação prejudicaria Japão, mas beneficiaria o Brasil. Na esfera nominal, juros maiores e expansão monetária seriam danosos ao Brasil (avesso à inflação), mas positivos ao Japão (avesso à deflação). Alternativamente, juros reais maiores reduziriam a produção japonesa, mas não afetariam a brasileira. Dado o histórico inflacionário/deflacionário destes países, a expansão monetária nominal impulsionaria apenas o Japão, gerando impactos negativos no Brasil. Apesar disso, a expansão real beneficiaria ambos. A inflação mostrou-se nociva ao Brasil, mas benigna ao Japão. Ainda assim, a volatilidade seria desvantajosa para ambos. Na esfera fiscal, ambos se beneficiariam com maiores gastos públicos e ações valorizadas. Já o endividamento favoreceria o Brasil, mas poderia prejudicar o Japão. Em geral, acredita-se o efeito das políticas monetárias dependa do nível de aversão à inflação.

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



## ABSTRACT

Due to the difference in the use of monetary policy in Brazil and Japan, this paper used *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL) models to analyze the monetary policy effects on Brazilian and Japanese economic activity between 1996-2019 (quarterly data). The results suggest that monetary and fiscal policies are interdependent. In the monetary sphere, the real exchange rate was relevant (but not the nominal) and a depreciation would harm Japan, but would benefit Brazil. Higher nominal interest rates would be harmful to Brazil (averse to inflation), but positive to Japan (averse to deflation). Alternatively, higher real interest rates would reduce Japanese production, but would not affect Brazil. Given the inflationary/deflationary history of these countries, nominal monetary expansion would only boost Japan, generating negative impacts in Brazil. Despite this, a real monetary expansion would benefit both. Inflation proved to be harmful to Brazil, but benign to Japan. Still, volatility would be disadvantageous for both. In the fiscal sphere, both would benefit from increased public spending and valued stocks. Debt, on the other hand, would favor Brazil, but it could harm Japan. In general, the effect of monetary policies is believed to depend on the level of aversion to inflation.

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

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	10
<b>2 REVISÃO DE LITERATURA</b> .....	12
2.1 Juros Nominais Negativos: o caso japonês.....	13
2.2 Juros Nominais Elevados: o caso brasileiro .....	13
2.3 O Impacto da Política Monetária na Economia.....	14
<b>3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS</b> .....	17
3.1 Base de Dados .....	20
<b>4 RESULTADOS</b> .....	23
<b>CONCLUSÃO</b> .....	29
<b>REFERÊNCIAS</b> .....	32
<b>APÊNDICE</b> .....	39

## 1. INTRODUÇÃO

O limite da política monetária, com relação ao seu poder de estímulo sobre a produção, foi tema relevante da literatura econômica na segunda metade do século XX (DE VROEY, 2016). Durante as décadas de 50 e 60 a política monetária foi pautada na ideia de que era possível acentuar ciclos econômicos, de forma que uma política monetária ativa e expansionista era indicada para estimular o produto e reduzir o desemprego (SAMUELSON E SOLOW, 1960). Nos anos 70, a política monetária passa a focar na inflação, que saiu do controle em países desenvolvidos como EUA, Japão e Reino Unido. Dessa forma a estabilidade dos preços passou a ser o foco dos principais Bancos Centrais do mundo e tornou-se um tema recorrente na economia monetária (DE VROEY, 2016). De acordo com Bresser-Pereira (1991), alguns países da América Latina também presenciaram casos de descontrole inflacionário, principalmente na década de 80. Neste período, a inflação foi superior a 50% ao ano em países como Bolívia, Peru, Nicarágua, Argentina e Brasil.

Embora Bernanke e Blinder (1992) e Mendonça (2001) afirmem que a taxa de juros é o principal mecanismo de transmissão da política monetária<sup>1</sup>, Takagi (2015) argumenta que a política monetária japonesa baseou-se, basicamente, na oferta de moeda para contornar a estagnação econômica iniciada na década de 1990. Essa política heterodoxa, praticada no Japão, durou até a crise do *subprime*, em 2008.

As origens da estagnação japonesa, iniciada na década de 1990, remetem ao período posterior à segunda guerra mundial, quando o Japão passou por uma forte recuperação econômica, chegando a ter uma taxa de crescimento média no PIB (Produto Interno Bruto) de 6,5% ao ano entre 1950-1991. Na década de 1990, após o estouro de uma bolha de ativos, o Japão entrou em uma fase de deflação e desaceleração econômica. Entre 1992-2014 a taxa média do crescimento do PIB japonês foi de 0,9% a.a., em um período conhecido como década perdida (TORRES, 2015).

O Brasil também obteve considerável crescimento no pós-guerra. Serra (1982) afirma que isto foi um reflexo da expansão industrial, viabilizada, em grande parte, por investimentos estatais. Para Abreu (1990, cap.12), os planos de industrialização garantiram o elevado crescimento da década de 70. Todavia, devido ao desequilíbrio fiscal interno, boa parte destes investimentos contaram com capitais estrangeiros. Fonseca *et al.* (2013) ressalta que a década

---

<sup>1</sup> Os instrumentos utilizados para controle inflacionário foram motivo de dissenso durante boa parte dos anos 80 e 90. Enquanto a maioria defendia a taxa de juros como o instrumento mais eficaz para o controle inflacionário, teorias alternativas sobre a relevância do estoque de moeda começavam a ganhar força (POOLE, 1994), principalmente após a crise de 2008 (COCHRANE, 2017).

de 1980 e meados de 1990 foram marcadas pela desaceleração econômica e por políticas que visavam o controle da elevada inflação interna.

Embora tanto o Brasil quanto o Japão tenham apresentado um crescimento acelerado no pós-guerra, com desaceleração acentuada nas décadas de 1980 (Brasil) e 1990 (Japão), o modo como ambos conduziram a política monetária, a partir da década de 1990, mostrou-se bastante distinto. De acordo com Sharma (2016), o governo japonês valeu-se de políticas fiscais e monetárias expansionistas para estimular o crescimento entre 1991 e 2016. Neste período, a dívida bruta do país passou de 70% para 240% do PIB. Além disso, o governo efetuou sucessivos cortes nos juros, a partir de abril de 1995, e passou a adotar a chamada *Zero Interest Rate Policy* – ZIRP (*i.e.*: política de taxa de juros zero), em fevereiro de 1999 (FUJIKI, OKINA E SHIRATSUKA, 2001). No Brasil, após o país aderir ao câmbio flutuante (em 1999), as políticas fiscais e monetárias também mantiveram-se expansionistas. Contudo, apesar de um corte expressivo, para os padrões brasileiros, a taxa básica de juros interna (SELIC) permaneceu elevada em relação às demais economias, inclusive subdesenvolvidas (OREIRO, 2006). Para o autor, os excessivos *spreads* bancários no Brasil seriam um entrave ao crescimento do país.

A partir de 2001, o Banco do Japão (BoJ) iniciou uma política de afrouxamento monetário, conhecida como *Quantitative Easing* – QE (NAKANO, 2016).<sup>2</sup> Inicialmente, cogitou-se a implementação de uma política de juros nominais negativos. Contudo, Fujiki, Okina e Shiratsuka (2001) afirmam tal medida demandava adaptações tecnológicas ainda indisponíveis em 2001.<sup>3</sup> Em 2013, o BoJ estabeleceu uma rigorosa meta para inflação de 2% que, segundo Nakano (2016), mostrou-se vantajosa para a economia japonesa, com valorização cambial (iêne-dólar) e aumento do índice de ações (Nikkei). No Brasil, as metas de inflação entraram em vigor a partir de 1999. Embora auxiliem o controle dos preços, alguns autores argumentam que as metas estabelecidas para o país poderiam estar por trás do baixo crescimento interno (SICSÚ, 2002; ARESTIS, PAULA E FERRARI-FILHO, 2009).

Em 2016, com a desaceleração econômica da China e de outros países emergentes, o governo japonês decide implementar a política de juros nominais negativos (*Negative Interest Rate Policy* - NIRP). Adotada inicialmente pelo banco central dinamarquês, em julho de 2012, tal política monetária, assim como o QE, é classificada por Joyce *et al.* (2012) como “não

---

<sup>2</sup> Fujiki, Okina e Shiratsuka (2001) definem o QE como uma compra em larga escala de títulos de longo prazo do governo, cujo intuito é provocar um aumento no preço destes ativos, resultando em um transbordamento para os demais preços da economia, dissipando as pressões deflacionárias que prejudicavam o crescimento japonês.

<sup>3</sup> Seriam necessários ajustes nos softwares de todo o sistema financeiro para o cômputo de juros nominais negativos. Ainda que esta política não tenha sido lançada em 2001, o Japão se preparou para viabilizar sua implementação caso fosse necessário no futuro.

convencional. Embora a taxa SELIC (que apresentou crescimento ininterrupto desde abril de 2013, atingindo 14,25% em julho de 2015) tenha sido reduzida no final de 2016, a diferença entre as taxas básicas de juros japonesa (-0,31% a.a.) e brasileira (14,03% a.a.) no referido ano permanece notável (IPEADATA, 2020).

Como o Japão vem adotando uma política monetária baseada no aumento da quantidade de moeda (*Quantitative Easing* – QE), com juros próximos de zero (*Zero Interest Rate Policy* – ZIRP) ou mesmo negativos (*Negative Interest Rate Policy* - NIRP), enquanto o Brasil permanece com a prática de juros elevados, buscou-se verificar como estas políticas distintas afetaram a atividade econômica destes países entre 1996 (1º trimestre) e 2019 (4º trimestre).<sup>4</sup> Para tanto, foram estimados modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL) que permitiram identificar que políticas monetárias e fiscais são interdependentes e que políticas com potencial inflacionário poderiam gerar impactos contrários ao esperado, dependendo da aversão inflacionária do país analisado.

O restante do trabalho está estruturado da seguinte forma: a segunda seção apresenta uma revisão dos trabalhos teóricos e empíricos que serviram de base para os modelos estimados nesta pesquisa. A terceira seção contém a metodologia e a base de dados, usadas para mensurar o efeito das políticas monetárias brasileira e japonesa sobre a atividade econômica. Em sequência, encontram-se os resultados, as considerações finais e as referências.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

Como a política de juros negativos (NIRP) é recente na economia mundial, existem poucos trabalhos sobre seus impactos na atividade econômica (ARTETA *et al*, 2016; ARTETA E STOCKER, 2015; EISENSCHMIDT E SMETS, 2019). No caso brasileiro, os estudos sugerem que as elevadas taxas de juros têm efeito negativo sobre o produto da economia (MENDONÇA, 2001; BARBOSA FILHO, 2017; CRUZ, NAKABASHI e SCATOLIN, 2008; KANCZUK, 2002; ARESTIS *et al*, 2009). Conforme descrito na seção anterior as políticas monetárias no Brasil e no Japão são bastante distintas, enquanto a economia brasileira trabalhou com juros de dois dígitos nos últimos anos, o Japão valeu-se de taxas próximas de zero ou mesmo negativas. Diante disso, essa seção se divide em três subseções: a primeira aborda a política de juros nominais negativos praticada no Japão, a segunda explora a origem dos juros

---

<sup>4</sup> Araújo e Dias (2006, p.575), em seu estudo empírico para o Brasil, concluem que “as variáveis monetárias taxa de juros, política de reservas bancárias e imposto inflacionário influenciam o crescimento econômico.”. Para Santos *et al* (2015), os efeitos da política monetária no PIB poderiam perdurar, até mesmo, no longo prazo.

altos no Brasil e a terceira contém alguns trabalhos que buscaram analisar o impacto da política monetária na economia.

## 2.1 Juros nominais negativos: O caso japonês

Apesar da aplicação dos juros negativos ser recente, seus possíveis impactos já eram discutidos há alguns anos. Goodfriend (2000), ao estudar as economias com crescimento deflacionário, cuja taxa de juros nominal encontrava-se próxima a zero, levantou a hipótese de que políticas monetárias expansionistas ainda poderiam estimular o crescimento. Para tanto, o governo deveria criar uma taxa sobre a retenção de moeda pelas instituições financeiras denominada *carry tax* (taxa de mantimento). Assim, políticas monetárias expansionistas poderiam produzir juros nominais negativos, enquanto a *carry tax* levaria as instituições financeiras a facilitar a concessão de crédito, aumentando a circulação de moeda.

O chamado *three-tier system* (sistema de três camadas), adotado pelo Banco do Japão (BoJ) em janeiro de 2016, assemelha-se à *carry tax* sugerida por Goodfriend (2000). Neste sistema, operam três taxas de juros, a primeira positiva, a segunda é zero e a terceira é negativa. A última taxa, de -0,1%, é cobrada dos bancos que depositam ao BoJ um montante além do obrigatório, ou seja, que efetuam depósitos voluntários. Dessa forma, o BoJ evita que os bancos mantenham moeda ociosa e cria um incentivo para que estes valores sejam emprestados, aquecendo a economia.

Segundo Taylor (1995), a NIRP afeta a economia através de quatro canais. O primeiro envolve o próprio mercado financeiro, que é diretamente afetado pelos juros nominais (sejam eles positivos ou negativos).<sup>5</sup> O segundo canal é o crédito, que diante da taxação das reservas ociosas, resultante da NIRP, acaba sendo incentivado. O terceiro canal está relacionado ao portfólio dos investidores, pois juros negativos poderiam valorizar suas carteiras de ativos, gerando um efeito-riqueza sobre a economia. O último canal é o câmbio, que depreciaria com a NIRP, tornando os produtos nacionais mais baratos frente aos estrangeiros.

## 2.2 Juros nominais elevados: O caso brasileiro

A década de 1980 e início de 1990 ficou marcada por diversos planos econômicos que

---

<sup>5</sup> Sobre este ponto, Bernanke e Gertler (1995) afirmam que qualquer política que afete o mercado financeiro, irá influenciar os gastos das firmas e dos consumidores. Portanto, a redução nos juros estimularia o consumo, o investimento e o próprio crescimento econômico.

visavam combater a hiperinflação no Brasil. Foram utilizadas políticas heterodoxas, baseadas no congelamento de preços (*e.g.*: Plano Cruzado em 1986, Plano Bresser em 1987 e Plano Verão em 1989) e pacotes ortodoxos, que se valeram do aperto monetário como instrumento de combate à inflação (*e.g.*: Plano Collor I, 1990-91). Porém, o caráter inercial da inflação frustrou qualquer controle duradouro dos preços pois tornava a inflação futura fortemente influenciada pela inflação passada (BRESSER-PEREIRA; NAKANO, 1991).

Giambiagi *et al* (2011) afirmam que o congelamento de preços foi um dos principais equívocos no combate à inflação, pois impedia a autorregulação econômica. Neste sentido, o Plano Real, lançado em 1994, foi mais eficiente ao implementar um amplo ajuste fiscal interno e introduzir uma nova moeda que, inicialmente, era indexada ao dólar. Em sua fase final, o Comitê de Política Monetária (COPOM) realizou sucessivos cortes na SELIC e instituiu o regime de metas para a inflação, em 1999.

Ainda assim, Serrano (2010) afirma que a taxa de juros brasileira se manteve bem acima da média internacional. Para Resende (2017) os juros elevados no Brasil são explicados pela memória inflacionária (que impulsiona os preços, de forma exagerada, quando os juros caem) e outras questões psicológicas, institucionais e culturais (como a elevada propensão a consumir e a baixa propensão a poupar no país). Além disso, o crescente endividamento do governo enfraquece a capacidade dos juros no combate à inflação (fazendo com que altas taxas sejam necessárias). Oreiro (2006) argumenta que, embora benéficos ao setor bancário, os juros elevados prejudicam o investimento e comprometem o crescimento.

### **2.3 O impacto da política monetária na atividade econômica**

As seções 2.1 e 2.2 revelaram que o Brasil e o Japão são países antagônicos no que se refere à condução da política monetária. Enquanto o Japão vale-se de juros próximos a zero e/ou negativos há anos, o Brasil manteve sua taxa de juros interna consideravelmente acima da média internacional. Diante disso, o presente trabalho busca avaliar o efeito destas políticas sobre a atividade econômica de cada um destes países. Contudo, para que o efeito da política monetária sobre a atividade econômica seja mensurado adequadamente, é importante considerar os principais mecanismos de transmissão dessa política e controlar os efeitos indiretos oriundos das políticas fiscais. No que se refere aos mecanismos de transmissão, a literatura sugere que a política monetária afetaria a economia através da taxa de juros, da taxa de câmbio, do preço dos ativos, da oferta de crédito e das expectativas dos agentes econômicos

(MENDONÇA, 2001; MISHKIN, 2018, BCB, 2020).<sup>6</sup>

Dentre estes, Bernanke e Blinder (1992) e Mendonça (2001) afirmam a taxa de juros seria o principal reflexo da política monetária e teria uma relação inversa com o consumo, o investimento e a atividade econômica. Empiricamente, esta relação inversa com a 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 desvalorizações cambiais aumentariam as exportações líquidas e, assim, estimulariam a atividade econômica. Tais resultados foram confirmados por Razin e Collins (1997), Cardoso e Holland (2009), Gluzmann *et al* (2012), Kogid *et al* (2012), Santos *et al* (2015) e Jovic *et al* (2019). Apesar disso, Razin e Collins (1997) afirmam que pequenas apreciações cambiais poderiam estimular o PIB momentaneamente.

No que se refere ao preço dos ativos, Mendonça (2001) explica que uma contração monetária (*i.e.*: aumento dos juros) tornaria os títulos públicos mais atraentes que as ações. Logo, o preço das ações cairia e as empresas teriam mais dificuldades para obter os recursos necessários ao investimento, comprometendo o crescimento econômico. Alternativamente, a queda no preço das ações (após a contração monetária) poderia gerar um efeito negativo sobre a renda e o consumo dos acionistas. Dependendo da magnitude deste efeito, a redução na demanda poderia desestimular a produção. Dentre os autores que verificaram esta relação positiva entre o preço das ações e a atividade econômica, destaca-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 (MANKIWI, 2015). Embora esta prática fosse indicada, nas décadas de 1950 e 1960, para estimular o crescimento (SAMUELSON e 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 esta política poderia estimular a atividade econômica (CHEN, CÚRDIA e FERRERO, 2012; KAPETANIOS *et al* 2012; GAGNON, 2016; LIMA JÚNIOR *et al*, 2016; PESARAN e SMITH, 2016).

---

<sup>6</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.



Segundo a Teoria Quantitativa da Moeda - TQM,<sup>7</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, gerando reflexos negativos sobre a produção (HOLLAND, 1993; GOLOB, 1994; WILSON e CULVER, 1999; JUDSON e ORPHANIDES, 2002; ACEMOGLU *et al*, 2003; SANTOS *et al*, 2015).

Em se tratando da possível interferência da política fiscal sobre a monetária, o modelo IS-LM, considerado uma referência básica nos livros-textos de macroeconomia (GALI, 1992), sugere haver uma clara interdependência entre ambas as políticas, de modo que não seria possível analisá-las separadamente (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, 1981; SIMS, 2003; COCHRANE, 2018). Em ambos os casos, torna-se pertinente a inclusão de variáveis de controle, que representem o lado fiscal. Deste 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 (BLANCHARD e PERROTI, 2002; MOUNTFORD e UHLIG, 2005; PERES e JUNIOR, 2009). Em se tratando da dívida pública, Elmendorf e Mankiw (1999) afirmam que o endividamento (*e.g.*: via redução de impostos e/ou aumento 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 desta variável sobre a produção já foi verificado por Greiner (2008), Minea e Villieu (2009) e Santos *et al* (2015).

A maioria da literatura consultada nesta pesquisa considerou modelos com variáveis em valores reais (*e.g.*: KAPETANIOS *et al*, 2012; KOGID *et al*, 2012; CARDOSO e HOLLAND, 2009, RAZIN e COLLINS 1997). Todavia, como existem autores que consideraram a

---

<sup>7</sup> Paula *et al* (2013) afirmam que a TQM teve origem no século XVIII, através de Hume (1752), e foi posteriormente aprimorada por Thornton (1802) e Ricardo (1844). Somente no século XX, após as contribuições de Fisher (1911), a identidade “ $MV=PY$ ” tornou-se reconhecida. Em que 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.

possibilidade de que variações nominais também afetem a produção (*e.g.*: ARAÚJO e DIAS, 2006; KOGID *et al*, 2012; SANTOS *et al*, 2015; JOVIC *et al* 2019), ambas as possibilidades foram testadas.

Os trabalhos aqui revisados revelam a prevalência de modelos estimados via Vetores Auto-Regressivos - VAR (BERNANKE e GERTLER, 1995; BLANCHARD e PERROTI, 2002; MOUNTFORD e UHLIG, 2005; ARAÚJO e DIAS, 2006; PERES e JUNIOR, 2009; KAPETANIOS *et al*, 2012), Vetores de Correção de Erros - VEC (SANTOS *et al*, 2015) e modelos Auto-Regressivos de Defasagens Distribuídas - ARDL (KOGID *et al*, 2012; LIMA JÚNIOR *et al*, 2016; PESARAN e SMITH, 2016). Como o ARDL possui algumas vantagens (ver metodologia) e permite análises de curto e longo prazo, esta metodologia foi selecionada.<sup>8</sup>

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

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

### 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 e Shin (1998), pela sua capacidade de: a) admitir a possibilidade de cointegração entre variáveis I(0) (estacionárias) e/ou I(1) (estacionárias na primeira diferença);<sup>9</sup> b) permitir análises de curto e longo-prazo (quando há cointegração); c) controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos; d) obter resultados mais confiáveis em pequenas amostras do que os obtidos via cointegração de Johansen (1988), para modelos do tipo VAR (GREENE, 2008;

<sup>8</sup> Boa parte da literatura econômica denominada “*mainstream*” assume que os efeitos das políticas monetárias sobre o lado real da economia, estariam limitados ao curto prazo, onde assume-se que parte dos preços é rígida. No longo-prazo, quando os preços tornam-se flexíveis, a neutralidade da moeda é restabelecida e a moeda perderia sua capacidade de influenciar a produção (MANKIW, 2015). Todavia, cabe ressaltar que os horizontes temporais do ARDL e da teoria econômica não são os mesmos e, portanto, pode haver divergência entre os resultados teóricos e empíricos (estimados) de curto-prazo e longo-prazo.

<sup>9</sup> O método de cointegração de Engle e Granger (1987), por exemplo, só permite integração se as variáveis possuírem a mesma ordem.

NKORO e UKO, 2016).

O primeiro passo do modelo ARDL consiste em verificar se as variáveis apresentam ordem de integração menor que dois, ou seja, se possuem estacionariedade em nível,  $I(0)$ , ou na primeira diferença,  $I(1)$ . Para tanto, foram utilizados os testes de Dickey Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), apresentados por Greene (2008) e sugeridos por Araújo e Dias (2006) e Santos *et al* (2015).

Se as séries forem  $I(0)$  ou  $I(1)$ , diversas regressões são efetuadas via MQO (Equação 2), definindo-se as defasagens ótimas das variáveis explicativas conforme os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQC) ou o próprio  $R^2$  ajustado (menos usual). Feito isto, deve-se assegurar que os resíduos da regressão selecionada são normais, homocedásticos e sem auto-correlação serial – ACS (GREENE, 2008).<sup>10</sup> Havendo heterocedasticidade, recomenda-se o uso da matriz robusta de White (1980). Se os resíduos apresentarem ACS ou de ambos os efeitos combinados, sugere-se o uso da matriz proposta por Newey e West (1987), conhecida como HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*). Por fim, a não normalidade pode ser solucionada por meio do mapeamento e controle dos resíduos discrepantes (via inclusão de *dummies*), conforme sugerido por Maranduba Jr. e Almeida (2009, p.595) e Firme e Simão Filho (2014).

A Equação 2, para um modelo ARDL típico, revela que  $y_t$  é explicada por suas próprias 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, com  $j = 1, \dots, k$  variáveis). A constante e o termo de erro são representados por  $\alpha$  e  $u_t$ , respectivamente.  $\gamma_i$  e  $\beta_{j,i}$  são coeficientes de impacto que acompanham  $y_{t-i}$  e  $X_{j,t-i}$ , 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).

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} X_{j,t-i} \beta_{j,i} + u_t \quad (2)$$

Com base nas relações intertemporais da Equação 2, é possível mensurar o impacto de curto e de longo-prazo associado a cada variável explicativa. Para tanto, é necessário que os

---

<sup>10</sup> A hipótese nula ( $H_0$ ) de homocedasticidade foi verificada via teste BPG, de Breusch-Pagan (1979) e Godfrey (1978a). A ausência de ACS ( $H_0$ ) baseou-se no teste BG de Breusch (1979) e Godfrey (1978b) que, ao contrário da estatística de Durbin-Watson (válida apenas para a primeira ordem), permite a análise de ordens superiores. Usou-se o teste de Jarque-Bera (1980) para averiguar se os resíduos têm distribuição normal ( $H_0$ ). Todos os testes citados estão disponíveis no *software* EVIEWS 9.

resíduos desta equação sejam bem-comportados e que o modelo estimado seja cointegrado (ou seja, que exista uma relação de longo-prazo entre as variáveis) (GREENE, 2008).

Com base no teste de fronteira de Pesaran, Shin e Smith - PSS (2001), baseado na estatística F, é possível verificar a hipótese de cointegração entre variáveis I(0) e I(1).<sup>11</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 (não rejeita-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 a hipótese nula,  $H_0: \rho = \delta_1 = \dots = \delta_k = 0$  (*i.e.*: ausência de cointegração) (GREENE, 2008):

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

Onde:  $\rho$  e  $\delta_j$  são coeficientes 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. Logo, se  $\rho = \delta_j = 0$ , não haverá relação de longo-prazo (não existe cointegração).

Se  $H_0$  for rejeitada (*i.e.*: existe cointegração), os resultados da Equação 2 podem ser usados no cálculo dos coeficientes de longo-prazo, associados às  $j$  variáveis explicativas ( $\theta_j$ ). Formalmente (GREENE, 2008):

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

Logo, o impacto de longo-prazo de uma variável  $j$  qualquer ( $\theta_j$ ) 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 as variáveis da Equação 2 em diferenças ( $\Delta$ ) e filtrar os efeitos de longo-prazo (usando os  $\theta_j$  da Equação 4), por meio da inclusão de um Vetor de Correção de Erros (VCE), pode-se mensurar 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

---

<sup>11</sup> “The ARDL cointegration technique is used in determining the long run relationship between series with different order of integration (Pesaran and Shin, 1999, and Pesaran et al. 2001). The reparameterized result gives the short-run dynamics and long run relationship of the considered variables.” (NKORO e UKO, 2016, p.68)

mede o tempo necessário para que a variável dependente ( $y_t$ ) convirja ao seu equilíbrio de longo-prazo após um choque exógeno qualquer, ocorrido no curto-prazo (GREENE, 2008).

Formalmente:

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

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

O modelo ARDL, exposto nesta seção, foi utilizado para avaliar o efeito da política monetária sobre a atividade econômica (Equação 1). Portanto, estimou-se o modelo ARDL (Equação 2) considerando  $X_j$  como a matriz que contém as  $j = 1, \dots, 7$  variáveis explicativas desta pesquisa (*i.e.*: constante mais as variáveis expostas na Equação 1). Admitiu-se o limite máximo de 6 defasagens (ou 1,5 ano) para as variáveis explicativas. Logo:  $i = 1, \dots, 6$ .

### 3.1 Base de Dados

Esta pesquisa contou com dados trimestrais entre o período de 1996 a 2019 (*i.e.*: 96 trimestres). A frequência adotada 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 frequências semestrais e anuais. O período considerado visa a adoção de *proxies* semelhantes para o Brasil e o Japão, de modo que os modelos de ambos os países possam ser comparados. Optou-se por não incluir os dados de 2020 pois, segundo Fernandes (2020), a economia sofreu alterações bruscas neste período devido à pandemia do Corona vírus, o que poderia enviesar as estimativas. A rigor, o preço das ações ( $pa$ ) foi enquadrado como um dos mecanismos de transmissão da política monetária na seção 2.3. Todavia, a teoria do “ $q$  de Tobin” sugere que um aumento em  $pa$  estimularia o investimento produtivo (SUMMERS, 1981; HAYASHI, 1982). Logo, diferentemente das demais variáveis monetárias (que poderiam ser neutras no longo-prazo), optou-se por incluir  $pa$  de forma separada (juntamente com as variáveis fiscais).

Conforme indicado na Equação 1, as variáveis consideradas nesta pesquisa foram:<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Com exceção dos juros, que já são taxas, todas as demais variáveis foram tomadas em logaritmo *neperiano* ( $\ln$ ) a fim de garantir que seus coeficientes reflitam as elasticidades em relação à variável dependente ( $y$ ) (WOOLDRIDGE, 2010, p.44).

- Atividade Econômica real -  $\ln(y)$ : o PIB brasileiro, avaliado em milhões de R\$ (preços de mercado), foi transformado em valores constantes de 2011 com base no IPCA, ambos estão disponíveis no IPEADATA (2020). Feito isto, a série foi dessazonalizada no EVIEWS, via procedimento CENSUS X13, e transformada em índice (2011\_T1 = 100). Analogamente, o PIB japonês, avaliado em bilhões de Yens (preços constantes de 2011 e dessazonalizado) e disponibilizado por FRED (2020), também foi transformado em índice (2011\_T1 = 100).
- Taxa de Câmbio nominal e real -  $\ln(E)$  e  $\ln(e)$ : as taxas de câmbio nominal brasileira (R\$/US\$) e japonesa (¥/US\$) foram obtidas junto ao FRED (2020) e transformadas em US\$/R\$ e US\$/¥, respectivamente. A taxa de câmbio real levou em conta os preços internos e os câmbios nominais dos principais parceiros comerciais do Brasil e do Japão (*Real Broad Effective Exchange Rate* - FRED, 2020). Deste modo, elevações em  $E$  ou  $e$  indicariam uma apreciação do cambial nominal ou real, respectivamente.
- Taxa de juros nominal e real -  $(i)$  e  $(r)$ : as taxas básicas de juros brasileira (SELIC/*Overnight* - IPEADATA, 2020) e japonesa (*Immediate Rate: Less than 24 Hours: Call Money/Interbank Rate* - FRED, 2020), ambas convertidas em médias trimestrais, foram transformadas em valores reais via Índice de Preços ao Consumidor (IPC) (FRED, 2020).<sup>13</sup>
- Oferta de moeda nominal e real -  $\ln(M)$  e  $\ln(m)$ : os índices correspondentes à oferta de moeda brasileira e japonesa no sentido M1 (liquidez imediata),<sup>14</sup> disponibilizados pelo FRED (2020) com o ano de 2015 como base (2015=100), foram transformados em valores reais via IPC (FRED (2020)).
- Nível e volatilidade dos preços -  $\ln(p)$  e  $\ln(vp)$ : para captar o nível de preços, praticados no Brasil e no Japão, usou-se o IPC (2015=100), disponível no FRED (2020). A volatilidade, associada a cada país, foi obtida com base no seguinte cálculo:  $vp_t = (p_t - \bar{p})^2$ , sendo  $\bar{p}$  a média de preços entre 1996 e 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 governo brasileiro e japonês, em valores constantes da própria moeda nacional, foram transformados em índices (2011\_T1 = 100). Tais informações estão disponíveis no FRED (2020).

---

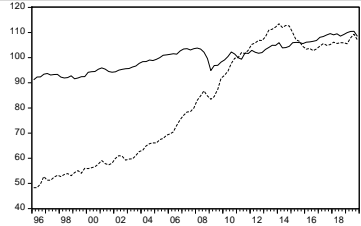
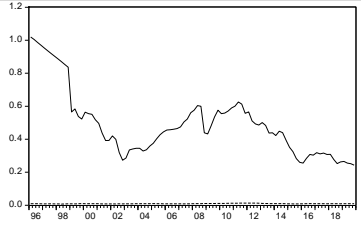
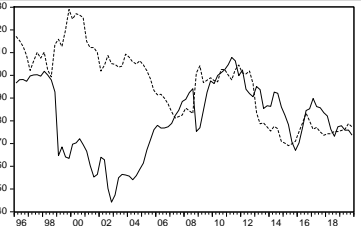
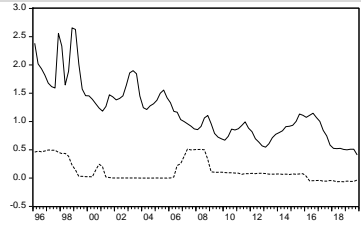
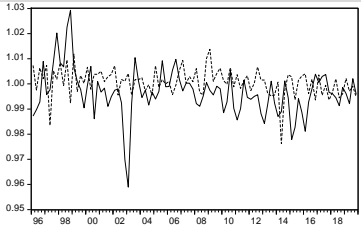
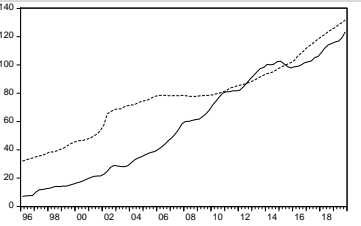
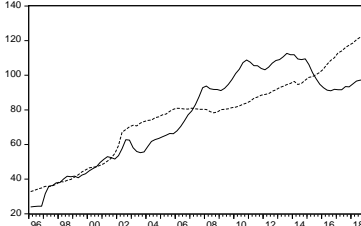
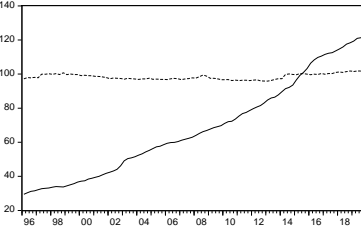
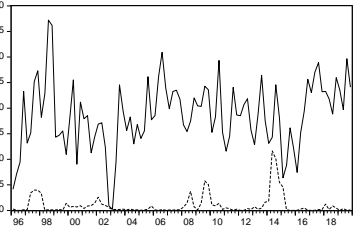
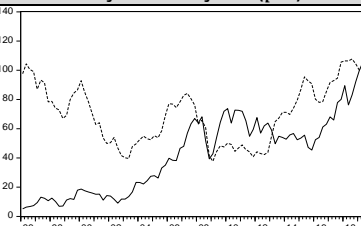
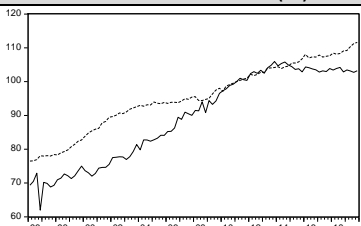
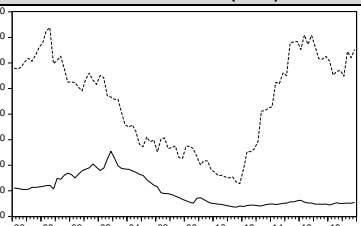
<sup>13</sup> Formalmente: *Taxa de juros real* =  $(1 + \text{taxa de juros nominal}) / (1 + \text{taxa de inflação})$ .

<sup>14</sup> Somatória da oferta de moeda em poder do público e os depósitos à vista nos bancos comerciais.

➤ Dívida Externa - Ln(DE): considerou-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 e disponíveis no FRED (2020).

O Quadro 1 apresenta algumas características descritivas das variáveis utilizadas.

**Quadro 1.** Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas

Média	D.P.	Mín.	Máx.	Média	D.P.	Mín.	Máx.	Média	D.P.	Mín.	Máx.
<b>Atividade Econômica (<math>y</math>)</b>				<b>Taxa de Câmbio Nominal (<math>E</math>)</b>				<b>Taxa de Câmbio Real (<math>e</math>)</b>			
											
BR: 81.53	22.55	48.29	113.46	0.49	0.20	0.24	1.02	80.59	15.68	44.22	107.92
JP: 100.30	5.56	91.19	110.47	0.01	0.00	0.01	0.01	95.58	15.86	69.04	129.00
<b>Taxa de Juros Nominal (<math>i</math>)</b>				<b>Taxa de Juros Real (<math>r</math>)</b>				<b>Oferta de Moeda Nominal (<math>M</math>)</b>			
											
BR: 1.18	0.51	0.41	2.66	1.00	0.01	0.96	1.03	58.71	36.72	7.07	123.36
JP: 0.13	0.18	-0.07	0.51	1.00	0.01	0.98	1.01	77.32	26.32	31.92	131.84
<b>Oferta de Moeda Real (<math>m</math>)</b>				<b>Nível de Preços (<math>p</math>)</b>				<b>Volatilidade dos Preços (<math>vp</math>)</b>			
											
BR: 76.87	26.73	23.98	112.64	68.36	28.17	29.49	122.29	18.62	6.75	0.22	37.21
JP: 78.47	26.03	32.83	128.92	98.40	1.68	95.83	102.27	1.02	1.93	0.00	11.64
<b>Preços das ações (<math>pa</math>)</b>				<b>Gastos do Governo (<math>G</math>)</b>				<b>Dívida Externa (<math>DE</math>)</b>			
											
BR: 43.70	27.91	5.19	121.54	89.36	13.22	61.97	105.94	19.60	11.51	7.28	50.94
JP: 70.69	20.73	37.72	109.69	95.30	9.95	76.49	111.61	88.93	35.94	25.62	147.66

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

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

## 4. RESULTADOS

Os testes de raiz unitária, de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), sugerem que o juro real ( $r^{BR}$  e  $r^{JP}$ ) e a volatilidade de preços ( $vp^{BR}$  e  $vp^{JP}$ ), do Brasil e do Japão, são estacionárias em nível, ou seja, possuem ordem de integração I(0). O mesmo foi verificado no juro nominal brasileiro ( $i^{BR}$ )<sup>15</sup> e na taxa de câmbio real japonesa ( $e^{JP}$ ). Apesar das demais variáveis em nível apresentarem raiz unitária, todas mostraram-se estacionárias na primeira diferença, I(1). Portanto, pode-se afirmar que a base de dados proposta é adequada ao método ARDL (TABELA 1).<sup>16</sup>

**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	$\text{Ln}(y^{BR})$	-0.304	-0.148	-8.029***	-8.052***
	Taxa de Câmbio Nominal	$\text{Ln}(E^{BR})$	-2.018	-1.782	-7.433***	-7.271***
	Taxa de Câmbio Real	$\text{Ln}(e^{BR})$	-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	$\text{Ln}(M^{BR})$	-2.670	-1.728	-6.090***	-6.547***
	Oferta de Moeda Real	$\text{Ln}(m^{BR})$	-2.544	-1.939	-6.723***	-6.163***
	Nível de Preços	$\text{Ln}(p^{BR})$	-2.028	-1.479	-3.728**	-5.565***
	Volatilidade de Preços	$\text{Ln}(vp^{BR})$	-6.470***	-5.317***	-10.977	-20.208***
	Preço da ações	$\text{Ln}(pa^{BR})$	-2.558	-2.627	-8.817***	-8.780***
	Gastos do Governo	$\text{Ln}(G^{BR})$	-0.637	-1.403	-16.456***	-18,164***
	Dívida Externa	$\text{Ln}(DE^{BR})$	-1.911	-1.698	-7.597***	-7.743***
Japão	Atividade Econômica	$\text{Ln}(y^{JP})$	-2.653	-2.653	-8.298***	-8.171***
	Taxa de Câmbio Nominal	$\text{Ln}(E^{JP})$	-2.538	-2.121	-4.001**	-7.475***
	Taxa de Câmbio Real	$\text{Ln}(e^{JP})$	-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	$\text{Ln}(M^{JP})$	-1.958	-1.910	-5.000***	-4.987***
	Oferta de Moeda Real	$\text{Ln}(m^{JP})$	-1.865	-1.734	-5.331***	-5.256***
	Nível de Preços	$\text{Ln}(p^{JP})$	-0.989	-0.946	-10.940***	-10.940***
	Volatilidade de Preços	$\text{Ln}(vp^{JP})$	-5.537***	-5.537***	-12.682***	-16.303***
	Preço da ações	$\text{Ln}(pa^{JP})$	-2.126	-1.720	-7.165***	-7.212***
	Gastos do Governo	$\text{Ln}(G^{JP})$	-1.831	-1.834	-10.722***	-10.674***
	Dívida Externa	$\text{Ln}(DE^{JP})$	-1.515	-0.740	-3.008***	-9.820***

**Notas:** a) testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) efetuados com constante e tendência.

b) \*\*\*, \*\* e \* denotam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

c) Hipótese nula ( $H_0$ ): a variável possui raiz unitária (*i.e.*: não é estacionária).

**Fonte:** Elaboração própria do autor com base nos resultados do software EViews 11.

<sup>15</sup> A integração I(0) desta variável foi verificada apenas no teste PP.

<sup>16</sup> “A técnica de co-integração ARDL é preferível quando lidamos com variáveis que são integradas em diferentes ordens, I(0), I(1), ou uma combinação de ambas... Contudo, essa técnica se quebrará na presença de tendências estocásticas de ordem I(2)” (NKORO e UKO, 2016, tradução nossa).



Conforme descrito na seção 2.3 e na Tabela 2, o presente estudo considerou especificações com variáveis nominais (Modelos A a D) e reais (Modelos E a H), contendo apenas variáveis de política monetária (Modelos A, C, E, G) e com variáveis monetárias e fiscais incluídas simultaneamente (Modelos B, D, F, H).

Os resultados, baseados no critério de Akaike (AIC),<sup>17</sup> indicam que os modelos estimados possuem boa capacidade explicativa ( $R^2$  ajustado  $\geq 0.979$  em todos os casos) e apresentam cointegração, ou seja, nenhuma estimativa rejeitou a hipótese nula do teste PSS (2001).<sup>18</sup> Portanto, é possível realizar inferências sobre os impactos de curto e longo prazo das variáveis analisadas.<sup>19</sup> Além disso, os resíduos dos modelos se mostraram normais, segundo o teste de Jarque-Bera (JB), e os eventuais problemas de heteroedasticidade (Modelos E e G) e/ou autocorrelação serial (Modelos B, D e F) foram corrigidos via matriz de White (1980) e procedimento HAC, de Newey e West (1987), respectivamente (TABELA 2).

Os modelos apenas com variáveis de política monetária e valores nominais (A e C), selecionados após 100.842 estimativas (cada um), indicam que uma desvalorização cambial ( $E$ ) estimularia tanto o PIB brasileiro (0.221) quanto o japonês (0.021) no longo-prazo. Contudo, ao contrário do Brasil, essa desvalorização causaria um impacto de curto-prazo negativo no Japão. Estimou-se que uma desvalorização de 10% no câmbio nominal brasileiro provocaria um aumento imediato de 0,48% na produção interna, chegando a 0,65% nos períodos seguintes (ainda no curto prazo). No longo-prazo (*i.e.*: efeito total), a atividade econômica brasileira e japonesa aumentariam 2,21% e 0,21%, respectivamente (TABELA 2).<sup>20</sup> Este efeito, inicialmente negativo e posteriormente positivo da desvalorização cambial sugere a existência de uma “curva J” no câmbio japonês e já havia sido identificado por Anju e Uma (1999).

No Brasil (Modelo A), uma elevação de um ponto percentual (*p.p.*) nos juros nominais ( $i$ ) poderia reduzir a produção entre -3,1% (curto-prazo) e -9,4% (longo-prazo). Tal resultado é coerente com o que se espera de uma política monetária contracionista no curto-prazo

<sup>17</sup> Estimativas com base no critério SC também foram efetuadas. Todavia, como este critério tende a selecionar modelos mais parcimoniosos (com menos defasagens), muitos deles apresentaram problemas nos resíduos. Deste modo, optou-se por prosseguir apenas com as estimações baseadas no critério AIC.

<sup>18</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>19</sup> Os efeitos de longo-prazo ( $\theta_j$ ), da Tabela 2, consideram os impactos de uma variável explicativa qualquer e o efeito multiplicador da dependente defasada (Eq. 4). Assim, usando os coeficientes do câmbio nominal ( $E$ ) do Modelo A, na Tabela 1.A (APÊNDICEAPÊNDICE), como exemplo, tem-se que (Nota: o *software* considera 6 casas decimais):

$$\theta_{j=e} = (0,048 - 0,003 + 0,033 - 0,005) / [1 - (0,747 - 0,158 + 0,224 - 1,164 + 0,226)] \cong 0,221.$$

<sup>20</sup> Os coeficientes estimados para o vetor de correção de erros (CVE) indicam que qualquer choque exógeno no Brasil (Modelo A) demoraria cerca de 8 trimestres para se estabilizar. No Japão (Modelo C), o choque convergiria para o equilíbrio de longo prazo em pouco mais de 1 trimestre (TABELA 2).

macroeconômico (MANKIW, 2015).<sup>21</sup> Contudo, no Japão (Modelo C), a mesma política geraria um estímulo inicial de 8,1% (curto-prazo) e total de 4,1% (longo-prazo) (TABELA 2). A explicação para este resultado adverso pode estar associada ao histórico de inflação. Cargil (2001), Baig (2003) e Ito e Mishkin (2006) afirmam que o baixo crescimento econômico japonês, desde o início da década de 90, se deveu, dentre outros motivos, à incapacidade do Banco do Japão (BoJ) em evitar a deflação no país.<sup>22</sup> Logo, como a inflação está embutida na taxa de juros nominal ( $i = r + \text{inflação}$ ), os japoneses podem associar o aumento dos juros nominais ( $i$ ) com uma inflação maior. Assim, dada a dificuldade do BoJ em evitar a deflação,<sup>23</sup> é possível que este cenário (onde:  $\uparrow i \cong \uparrow \text{inflação}$ ) cause otimismo interno e gere uma perspectiva de crescimento econômico no Japão.<sup>24</sup>

No caso da oferta de moeda ( $M$ ), nota-se que o efeito imediato (contemporâneo) desta variável sobre a produção não foi significativo em ambos os países (Modelos A e C). Ainda assim, o impacto de longo-prazo (efeito total) revela que uma elevação de 1% em  $M$  poderia estimular a economia brasileira em 5,03% (efeito acumulado em 8 trimestres) e a japonesa em 1,39% (efeito acumulado em 1,05 trimestre) (TABELA 2). Os efeitos benéficos da expansão monetária eram esperados e estão coerentes com o que havia sido apresentado na seção 2.3.

Uma elevação no nível de preços ( $p$ ), apesar do sinal negativo, não se mostrou capaz de afetar a produção brasileira (Modelo A). No caso japonês, tal situação estimularia a economia tanto no curto quanto no longo-prazo (Modelo C). Este último resultado parece corroborar a tese, mencionada nesta seção, que a inflação é “benéfica” para o Japão. No caso da volatilidade dos preços ( $vp$ ), as estimativas indicam que uma maior volatilidade prejudicaria a produção japonesa (Modelo C). Conforme destacado na seção 2.3, é possível que a maior variabilidade dos preços gere incerteza e desestime a produção. Ainda assim, este efeito não se mostrou significativo no caso brasileiro – Modelo A (TABELA 2).

---

<sup>21</sup> Lembrando que o conceito de “longo-prazo” da Macroeconomia seria o tempo necessário para que todos os preços se tornassem flexíveis (MANKIW, 2015) e, portanto, não é o mesmo do proposto no modelo ARDL.

<sup>22</sup> A deflação poderia: a) aumentar a dívida real de mutuários, impulsionando a inadimplência no sistema financeiro; b) gerar uma redistribuição arbitrária da renda (contrária aos devedores), que favoreceria indivíduos com menor propensão ao consumo; c) prejudicar o investimento e induzir empresas à falência (visto que os salários seriam mais rígidos que os preços e, assim, não cairiam com a mesma facilidade) (MANKIW, 2015).

<sup>23</sup> “Mas a causa mais provável para a deflação no Japão é uma falha na política monetária, visto que a inflação ou a deflação em si são fenômenos monetários. O Banco do Japão (BoJ) foi incapaz de impedir que a taxa de inflação se tornasse negativa, apesar de seus inúmeros esforços.” (ITO e MISHKIN, 2006, tradução nossa).

<sup>24</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 esta tese (TABELA 2).

**Tabela 2.** Modelos ARDL selecionados com base no critério AIC

		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 <sup>2</sup> 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 Estimacões		100.842	34.588.806	100.842	34.588.806	14.406	4.941.258	14.406	4.941.258
PSS (2001) - H <sub>0</sub> : há coint.		4.842***	7.875***	5.766***	9.288***	10.178***	10.557***	4.898***	8.290***
Teste BG - H <sub>0</sub> : sem ACS		0.557 <sup>NS</sup>	2.453**	0.865 <sup>NS</sup>	3.993***	0.690 <sup>NS</sup>	1.915*	1.404 <sup>NS</sup>	1.033 <sup>NS</sup>
Teste BPG - H <sub>0</sub> : homoc.		1.124 <sup>NS</sup>	0.618 <sup>NS</sup>	0.634 <sup>NS</sup>	0.718 <sup>NS</sup>	1.501 <sup>#</sup>	0.692 <sup>NS</sup>	2.108**	0.810 <sup>NS</sup>
Teste JB - H <sub>0</sub> : erro normal		1.885 <sup>NS</sup>	0.432 <sup>NS</sup>	1.520 <sup>NS</sup>	2.684 <sup>NS</sup>	2.810 <sup>NS</sup>	1.734 <sup>NS</sup>	1.057 <sup>NS</sup>	0.659 <sup>NS</sup>
<b>Impactos de Curto Prazo – CP (efeito inicial)</b>									
Câmbio (0)	D( $E/e$ )	0.048**	0.014	-0.033	0.017	0.045*	0.023	-0.048**	-0.019
Efeito Total		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		-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		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		-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		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		-	-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		-	0.002	-	0.0004	-	0.002	-	0.000
Preço ações (0)	D( $pa$ )	-	-0.024**	-	0.025**	-	0.008	-	0.009
Efeito Total		-	-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
<b>Impactos de Longo Prazo – LP (efeito total)</b>									
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 <sup>#</sup>	-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***

**Notas:** 1) \*\*\*, \*\*, \* e # revelam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente; 2) <sup>NS</sup> indica que o problema testado nos resíduos não foi significativo; 3) nos modelos com sobrescrito (a) e (b), usou-se as matrizes de White (1980) e HAC – Newey e West (1987), respectivamente, para corrigir os problemas nos resíduos; 4) A Tabela 2.A contém todos os coeficientes de curto prazo estimados (APÊNDICE).

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

A inclusão de variáveis de política fiscal ( $G$  e  $DE$ ) e do preço médio das ações ( $pa$ ), nos Modelos B e D (TABELA 2) produziu estimativas mais adequadas, com critérios AIC menores que os dos modelos A e C, respectivamente, e revelou que o impacto total (longo-prazo) de um aumento nos gastos públicos ( $G$ ) ou nos preços das ações ( $pa$ ) impulsionaria a produção em ambos os países. Contudo, uma dívida externa maior ( $DE$ ) se mostrou benéfica à produção brasileira e prejudicial à economia japonesa. Conforme mencionado na seção 2.3,

espera-se que um aumento da dívida estimule a demanda e a produção no curto-prazo (caso brasileiro). Todavia, no longo-prazo, os reflexos tenderiam a ser negativos sobre o investimento e a atividade econômica (caso japonês). Portanto, pode-se inferir que os japoneses estariam mais cientes sobre os efeitos nocivos desta prática na economia e seriam mais rápidos em antever e, assim, “realizar” seus impactos.<sup>25</sup>

Dada a interdependência entre as políticas fiscais e monetárias, é natural esperar alterações nos impactos das políticas monetárias (*i.e.*:  $E$ ,  $i$ ,  $M$ ,  $p$ ,  $vp$ ) após a inclusão de  $G$  e  $DE$  (Modelos B e D). De modo geral, não foram verificadas mudanças relevantes no Japão, exceto pelo impacto do câmbio nominal ( $E$ ), que deixou de ser significativo (isto ocorreu em ambos os países). Já no Brasil, os efeitos totais (longo-prazo) da expansão monetária ( $M$ ) e de uma maior volatilidade de preços ( $vp$ ) mudaram de sinal, tornando-se negativos e significativos (-0.161 e -0.059, respectivamente). Além disso, o efeito negativo de um aumento no nível de preços ( $p$ ) tornou-se significativo (-0.066) (TABELA 2).

Os efeitos negativos associados do nível ( $p$ ) e da volatilidade de preços ( $vp$ ), verificados no Brasil, estão dentro do esperado e já foram descritos na seção 2.3. 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. Portanto, é razoável supor que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal desenfreada da oferta de moeda ( $M$ ).<sup>26</sup>

Ao analisar o impacto das variáveis monetárias, avaliadas em valores reais (Modelos E e G), nota-se que o efeito total da taxa de juros real ( $r$ ) perde significância em ambos os países. Além disso, o sinal associado ao câmbio real japonês ( $e$ ), estimado no Modelo G, torna-se negativo e contrário ao verificado no Brasil (Modelo E), indicando que uma piora nos termos de troca (*i.e.*: depreciação do câmbio real) seria prejudicial à produção japonesa. Com exceção da magnitude dos impactos, não foram verificadas outras alterações relevantes entre os modelos A-E (Brasil) e C-G (Japão). Portanto, as análises anteriores permanecem válidas (TABELA 2).

O resultado divergente associado ao câmbio real ( $e$ ) brasileiro e japonês pode ser explicado por Dornbush e Fischer (1980) e Ma e Kao (1990). O primeiro estudo sugere que uma depreciação do câmbio real estimularia as vendas nacionais e, assim, impulsionaria a

---

<sup>25</sup> Uma vez previsto, o impacto ocorreria como uma “profecia autorrealizável. Segundo Montes e Nicolay (2016, p.86), “profecias autorrealizáveis podem surgir (...) quando informações pessimistas sobre o estado da economia contaminam expectativas e, por conseguinte, se tornam realidade”.

<sup>26</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 esta tese.

produção através das exportações. Este pode ser o caso brasileiro, visto que o saldo da balança comercial do país manteve-se positivo durante quase todo o período considerado (*i.e.*: 2001-2019, exceto 2014) (IPEADATA. 2020). Alternativamente, Ma e Kao (1990) afirmam que esta mesma prática aumentaria os custos de produção de países majoritariamente importadores, dificultando a produção. Isto pode estar ocorrendo no Japão, cujas importações foram maiores que as exportações de 2011 a 2019 (com exceção de 2016 e 2017, onde o saldo ficou equilibrado) (WORLD BANK, 2020).

Após controlar o efeito das políticas fiscais ( $G$  e  $DE$ ) e as oscilações no mercado de ações ( $pa$ ), nos modelos F (Brasil) e H (Japão), notou-se uma melhora nos critérios AIC (em relação aos modelos E e G, respectivamente). Portanto, estas estimativas seriam mais adequadas para avaliar o impacto das variáveis analisadas. Os resultados do Modelo H revelaram que o efeito total (longo-prazo) de uma elevação no juros real japonês ( $r$ ), sobre a produção, tornou-se significativo e negativo (-0.665), contrastando com o efeito do juros nominal ( $i$ ), que havia sido positivo e significativo no modelo D (0.022). Diferentemente do impacto negativo de longo-prazo da expansão monetária, em termos nominais ( $M$ ), para o Brasil (Modelo B), o impacto de uma elevação real na oferta de moeda ( $m$ ) revelou-se positivo e significativo (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).

Conforme mencionado anteriormente, é possível que os japoneses associem uma elevação nos juros nominais ( $i$ ) com um aumento da inflação e isto gere uma perspectiva otimista, dado o histórico de deflação do país (Modelo D). Como a inflação é descontada no cálculo dos juros reais ( $r$ ), o efeito de  $r$  se tornou negativo e coerente com a literatura (Modelo H). No caso brasileiro, reitera-se que o efeito negativo de uma expansão nominal da moeda ( $M$ ) pode estar associado à memória inflacionária do país (Modelo B), visto que a hiperinflação foi um grave entrave ao crescimento, na década de 1980 e meados de 1990. Como a inflação é descontada no cômputo da oferta real de moeda ( $m$ ), o efeito de  $m$  torna-se positivo e coerente com o esperado (Modelo F).

## CONCLUSÃO

Nas décadas de 1950-60, argumentava-se que a expansão monetária poderia estimular o crescimento econômico (SAMUELSON E SOLOW, 1960). Todavia, entre 1970-80, após a inflação disparar em diversos países, parte dos economistas passou a defender que a política monetária deveria ater-se ao controle dos preços (DE VROEY, 2016). Atualmente, o *mainstream* sugere que qualquer alteração monetária teria apenas um alcance de curto-prazo, sem efeitos reais duradouros (MANKIW, 2015). Dado o frequente debate, buscou-se testar os impactos desta política, considerando dois países com posturas antagônicas, no que se refere à condução monetária (*i.e.*: Brasil e Japão).

Embora ambos tenham crescido de forma acelerada, após a II Guerra, e tenham enfrentado períodos de estagnação nas décadas de 1980 (Brasil) e 1990 (Japão), eles passaram a adotar posturas divergentes quanto à política monetária. Enquanto o Brasil mantém juros elevados, até mesmo em relação aos países subdesenvolvidos (OREIRO, 2006), o Japão vale-se da expansão monetária (*Quantitative Easing*) e admite juros próximos de zero (*Zero Interest Rate Policy*) ou mesmo negativos (*Negative Interest Rate Policy*) (NAKANO, 2016).

Como a política monetária possui diferentes mecanismos de transmissão (MENDONÇA, 2001; MISHKIN, 2018) e estudos sugerem que seus efeitos dependem da política fiscal (MANKIW, 2015), considerou-se a possibilidade da produção (PIB) ser afetada pelo câmbio, juros, oferta de moeda, nível e variação dos preços, cotação das ações, gastos públicos e dívida externa. O estudo usou modelos do tipo *Auto-Regressive Distributed Lag* (ARDL), que possuem vantagens frente ao VAR/VEC, e considerou o período de 1996-2019 (dados trimestrais).

Os resultados, apenas com variáveis monetárias, indicam que uma desvalorização do câmbio nominal estimularia o PIB brasileiro e japonês, conforme esperado. Contudo, notou-se um “efeito inicial negativo” no Japão, sugerindo a existência de um impacto cambial do tipo “curva J”. Este último efeito encontra respaldo em Anju e Uma (1999). Alternativamente, uma depreciação no câmbio real seria prejudicial ao Japão, mas benéfico ao Brasil. Embora tal política possa estimular o crescimento via exportações (DORNBUSH E FISCHER, 1980), Ma e Kao (1990) afirmam que ela aumentaria os custos de países importadores, dificultando a produção. O saldo da balança comercial, no período analisado, sugere que o Brasil estaria no primeiro caso e o Japão no segundo.

Uma elevação nos juros nominais reduziria a produção brasileira (coerente com a literatura), mas seria benéfica ao Japão. Dada a incapacidade do Banco do Japão em evitar o

problema persistente da deflação (CARGIL, 2001; BAIG, 2003; ITO e MISHKIN, 2006), é possível que juros nominais maiores sejam associados à uma inflação maior neste país, gerando otimismo interno e uma perspectiva de crescimento econômico. Por outro lado, o juro real revelou-se irrelevante para ambos os países.

Conforme esperado, uma expansão monetária, nominal ou real, estimularia ambos os países. Já uma elevação nos preços mostrou-se irrelevante no Brasil, mas impulsionaria o PIB japonês. Este último resultado parece corroborar a tese de que a inflação é “bem-vinda” no Japão. Ainda assim, a volatilidade dos preços, que pode ser associada à incerteza, revelou-se prejudicial à economia japonesa (e não significativa no Brasil).

A inclusão de variáveis fiscais e do preço das ações mostrou-se adequada e revelou que um aumento nos gastos públicos ou nos preços das ações impulsionaria ambos os países. Já o endividamento revelou-se benéfico ao Brasil, mas poderia prejudicar o Japão. A literatura reconhece que o endividamento pode estimular a demanda e a produção no curto-prazo (caso brasileiro), mas não no longo-prazo (caso japonês). Portanto, acredita-se que os japoneses estariam mais cientes sobre os efeitos nocivos desta prática.

Além disso, esta especificação alterou alguns resultados associados às políticas monetárias, indicando certa interdependência entre as políticas. Dentre as modificações verificadas: a) tornou o câmbio nominal irrelevante para ambos os países; b) mostrou que uma elevação no juro real japonês reduziria a produção, conforme esperado; c) no Brasil, revelou impactos negativos oriundos da expansão monetária (nominal) e de elevações no nível ou na volatilidade dos preços.<sup>27</sup>

O impacto negativo dos preços e da volatilidade, verificados no Brasil, são coerentes com a literatura. Já o efeito negativo da expansão monetária (nominal) pode se dever à hiperinflação vivenciada pelo país entre 1980 e meados de 1990 (GIAMBIAGI *et al*, 2011). Deste modo, é razoável supor que os brasileiros tenham aversão à expansão nominal desenfreada da oferta de moeda. Além disso, o fato da expansão real na oferta de moeda (cuja inflação já fora descontada) impulsionar o PIB brasileiro parece corroborar esta tese. Quanto ao Japão, acredita-se que o efeito positivo do juro nominal esteja associado a um “otimismo inflacionário” (dado o histórico de deflação). Assim, como a inflação é descontada no cálculo dos juros reais, o efeito desta última torna-se negativo e coerente com a literatura.

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,

---

<sup>27</sup> Todas as demais análises (não alteradas), permanecem válidas.

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 (*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 condizem com a realidade.



## REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, et al. Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. **Journal of monetary economics**, v.50, n.1, p.49-123. 2003.

ANJU, G-K.; UMA, R. Is There A J-Curve? A New Estimation for Japan, **International Economic Journal**, 13:4, pp.71-79, 1999.

ARAÚJO, E.; DIAS, J. Endogeneidade do setor financeiro e crescimento econômico: uma análise empírica para a economia brasileira (1980-2003). **Revista de economia contemporânea**, v.10, n.3, p.575-609. 2006.

ABREU, M. P. (Org.). **A ordem do progresso: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989**. Rio de Janeiro: Campus, 1990.

ARESTIS, P.; PAULA, L. F.; FERRARI-FILHO, F. A nova política monetária: uma análise do regime de metas de inflação no Brasil. **Economia e sociedade**, v.18, n.1, p.1-30, abr. 2009.

ARTETA, C; STOCKER, M. Negative interest rates in Europe: A glance at their causes and implications. **Global Economic Perspectives**, 2015.

ARTETA, et al. Negative interest rate policies: Sources and implications. **World Bank Group - Policy Research Working Paper**. 66p, 2016.

BAIG, T., Understanding the Costs of Deflation in the Japanese Context (November 2003). **IMF Working Paper** No. 03/215, 2003.

BARRO, R. The stock market and investment. **The review of financial studies**. v.3, n.1, p.115-131. 1990.

BARBOSA FILHO, F. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos avançados**. v.31, n.89, p.51-60, 2017

BCB – Banco Central do Brasil. Mecanismo de Transmissão da Política Monetária. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/transmissaopoliticamonetaria>. Acesso em Fev/2020.

BERNANKE, B.S.; BLINDER, A.S. The Federal Funds Rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, 82(4):901-921, 1992.

BERNANKE, B; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **The Journal Of Economic Perspectives**, v.9, n.4, p.27-48, 1995.

BLANCHARD, O.; PERROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **The Quarterly Journal of economics**, v.117, n.4, p.1329-1368, 2002.

BRESSER-PEREIRA, L. C. A crise da América Latina: Consenso de Washington ou crise fiscal?. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.21, n.1, p.3-23, 1991.

BRESSER-PEREIRA, L. C.; NAKANO, Y. Hiperinflação e estabilização no Brasil: o primeiro plano Collor. **Brazilian Journal of Political Economy**. v.11, n.4, 1991.

BREUSCH, T.S.; PAGAN, A.R. A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation. **Econometrica**, 48, 1287–1294. 1979.

BREUSCH, T.S. Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. **Australian Economic Papers**, 17, 334-355, 1979.

CARGILL, T. Monetary Policy, Deflation, and Economic History: Lessons for the Bank of Japan. **Monetary and Economic Studies** 19(S-1), 113-142, 2001.

CHEN, H.; CÚRDIA, V.; FERRERO, A. The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programmes. **The economic journal**, v.122, n.564, p.289-315, 2012.

CHU, A.; COZZI, G. R&D and economic growth in a cash-in-advance economy. **International Economic Review**, 55(2), p.507-524, 2014.

COCHRANE, J. 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.

COSTA, N.; NUNES, M.; MEURER, R. A relação entre mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**. v.54, n.4, p.585-607, 2005.

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, M. A history of macroeconomics from Keynes to Lucas and beyond. Cambridge: **Cambridge University Press**. 427 p, 2016.

DORNBUSH, R.; FISHER, S. Exchange rates and current account. **American economic review**, v.70, n.5, p.960-971, 1980.

ELMENDORF, D.; MANKIW, N. Government Debt. In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (eds.), **Handbook of Macroeconomics**, vol. 1C, p.1615-1669, North-Holland, 1999.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-276, 1987.

EISENSHMIDT, J.; SMETS, F. Negative interest rates: Lessons from the euro area. **Series on Central Banking Analysis and Economic Policies**. n.26, 2019.

ESTRELLA, A.; MISHKIN, F. S. Predicting U.S. recessions: Financial variables as leading indicators, **Review of Economics and Statistics**. 80(1), pp.45–61, 1998.

FAMA, F. Stock returns, real activity, inflation and money. **American Economic Review**. v.71, n.4, p.545–565, 1981.

FERNANDES, N. (2020). Economic effects of coronavirus outbreak (COVID-19) on the world economy. **Available at SSRN 3557504**.

FIRME, V.A.C.; SIMÃO FILHO, J. 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.

FORESTI, P. Testing for Granger Causality Between Stock Prices and Economic Growth, **MPRA Paper**, n.2962, 2007.

FRED - Federal Reserve Economic Data of St. Louis Fed. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org>. Acesso em 2020.

FONSECA, P.; CUNHA, A.; BICHARA, J. O Brasil na era Lula: retorno ao desenvolvimentismo? **Nova Economia**, v.23, n.2, p.403-428, 2013.

FUJIKI, H; OKINA, K; SHIRATSUKA, S. Monetary policy under zero interest rate: viewpoints of central bank economists. **Monetary and Economic Studies**, v.19, n.1, p.89-130, 2001.

GAGNON, J. Quantitative Easing: An Underappreciated Success. Policy Brief: 16-4, **Peterson Institute for International Economics**, 2016.

GALI, J. How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data. **Quarterly Journal of Economics** 107, 709-738, 1992.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; CASTRO, L.; HERMANN, J. Economia brasileira contemporânea. Rio de Janeiro: **Elsevier Brasil**, p.97-193, 2011.

GLUZMANN, P.; LEVY-YEYATI, E.; STURZENEGGER, F. Exchange Rate Undervaluation and Economic Growth: Díaz Alejandro (1965) Revisited. **Economics Letters**. 117(3), pp. 666-672, 2012.

GODFREY, L.G. Testing for Multiplicative Heteroscedasticity. **Journal of Econometrics**, 8, 227–236, 1978 (a).

GODFREY, L.G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. **Econometrica**, 46, 1293-1302, 1978 (b).

GOLOB, J. Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation? **Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review** 79: 27-38, 1994.

GOODFRIEND, M.. Overcoming the zero bound on interest rate policy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.32, n.4, p.1007-1035, 2000.

GREENE, W.H. **Econometric Analysis**, 6th Edition, Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 2008.

GREINER, A. Does it pay to have a balanced government budget? **Journal of Institutional and Theoretical Economics**. n.164, v.3, p.460-476. 2008.

HOLLAND, A. Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v.25, n.3, p.514. 1993.

IPEADATA - Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em 2020.

ITO, T. MISHKIN, F. S. Two Decades of Japanese Monetary Policy and the Deflation Problem. IN: ITO, T.; ROSE, A. K. **Monetary Policy under Very Low Inflation in the Pacific Rim**, NBER-EASE, Vol. 15, Chicago: University of Chicago Press, 2006.

JARQUE, C.M.; BERA, A.K. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. **Econ Lett** 6(3):255–259, 1980.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v.12, n.2, p.231-254, 1988.

JOVIC, 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, M; MILES, D; SCOTT, A; VAYANOS, D. Quantitative easing and unconventional monetary policy—an introduction. **The Economic Journal**, v.122, n.564, p.271-288, 2012.

JUDSON, R.; ORPHANIDES, A. Inflation, volatility and growth. **International Finance**, v.2, n.1, p.117-138, 1999.

KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**. v.56, n.2, p.249-267, 2002.

KAPETANIOS, G; MUMTAZ, H; STEVENS, I; THEODORIS, K. Assessing the economy-wide effects of quantitative easing. **The Economic Journal**, v.122, n.564, p.316-347, 2012.

KOGID, M.; ASID, R.; LILY, J.; MULOK, M.; LOGANATHAN, N. The Effect of Exchange Rates on Economic Growth: Empirical Testing on Nominal Versus Real. **The IUP Journal of Financial Economics**, 10 (1), pp. 1-17, 2012.

HAYASHI, F. Tobin's q, Rational Expectations, and Optimal Investment Rule. **Econometrica** 50, p.213-224, 1982.

LEVINE, R.; ZERVOS. S. Stock Markets, Banks and Economic Growth. **American Economic Review** 88(3), pp.537-58, 1998.

LIMA JÚNIOR, L.; VASCONCELOS, C.F.; SIMÃO, J.; MENDONÇA, H.F. The quantitative easing effect on the stock market of the USA, the UK and Japan. **Journal of Economic Studies** (Bradford), v.43, p.1006-1021, 2016.

MA, C.K.; KAO, G.W. On exchange rate changes and stock price reactions. **Journal of Business Finance and Accounting**, 27(2), 1990.

MANKIWI, G. **Macroeconomia**. 8°. ed. Rio de Janeiro: Editora LTC, 2015.

MARANDUBA JR, N. G. & ALMEIDA, E. S. Análise de convergência espacial dos repasses da lei robin hood. **Economia e Sociedade**. 18(3), 583–601, 2009.

MENDONÇA, H. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro, **Economia e sociedade**. v.10, n.1, p.65-81, 2001.

MINEA, A.; VILLIEU, P. 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, F. **The Economics of Money, Banking and Financial Markets**. Pearson, 12<sup>a</sup> ed. 2018. 744p.

MONTES, G. C.; NICOLAY, R. T. F. Comunicação do Banco Central, Expectativas de Inflação e Profecia Autorrealizável: Evidências para o Brasil. **Análise Econômica**. Porto Alegre, v.34, n.66, p.83-118, set, 2016.

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of applied econometrics**, v.24, n.6, p.960-992, 2009.

NAKANO, M. Financial Crisis and Bank Management in Japan (1997 to 2016). London: **Palgrave Macmillan**. 203p, 2016.

NEWKEY, W.; WEST, K. A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**, 55, 703–708, 1987.

NKORO, E.; UKO, A.K. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. **Journal of Statistical and Econometric Methods**, v.5, n.4, p.63-91, 2016.

OREIRO, J. et al. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**. v.10, n.4, p.609-634, 2006.

PAULA, *et al.* Política monetária no Brasil: abordagem e proposição de políticas pela ortodoxia brasileira. **Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada**, v.8, n.14, p.77-120, 2013.

PERES, M.; JUNIOR, R. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.39, n.2, 2009.

- PESARAN, M; SMITH, R. Counterfactual Analysis in Macroeconometrics: An Empirical Investigation into the Effects of Quantitative Easing. **Research in Economics**, v. 70 n. 2, p.262-280, 2016.
- PESARAN, M.; SHIN, Y.; SMITH, R. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of Applied Econometrics**, v.16, n.1, p.289-326, 2001.
- PESARAN, M.H; SHIN, Y. An autoregressive distributed-lag modeling approach to cointegration analysis. **Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch**. 33p, 1998.
- RESENDE, A. Juros, moeda e ortodoxia: teorias monetárias e controvérsias políticas. São Paulo: **Portfolio-penguin**. 179p, 2017.
- SAMUELSON, P; SOLOW, R. Analytical aspects of anti-inflation policy. **The American Economic Review**, v.50, n.2, p.177-194, 1960.
- SANTOS, E.; FERREIRA, M.; LIMA, J.; SANTOS, A. 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, T.J; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Minneapolis, v. 5, p. 1-17, 1981.
- SERRA, J. Ciclos e mudanças estruturais na economia brasileira de após-guerra. **Brazilian Journal of Political Economy**, v.2, n.2, 1982.
- SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. **Brazilian Journal of Economy**, v.30, n.1, p.63-72, 2010.
- SICSÚ, J. Teoria e evidências do regime de metas inflacionárias. **Brazilian Journal of Political Economy**, v.22, n.1, 2002.
- SIMS, C. Limits to inflation targeting. Technical report. Working paper, Princeton University , Department of economics, 2003.
- SHARMA, R.. **The rise and fall of nations: forces of change in Post-Crisis World**. New York: W.W.Norton & Company Ltd, 2016.
- SUMMERS, L. H. Taxation and Corporate Investment: A q-Theory Approach. **Brookings Papers on Economic Activity**. v.1, p.67-127, 1981.
- TAKAGI, S. Conquering the Fear of Freedom: Japanese Exchange Rate Policy Since 1945. Oxford: **Oxford University Press**, 360p, 2015.
- TAYLOR, J. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**, v.9, n.4, p.11-26, 1995.

TORRES FILHO, E.T. O estouro de bolhas especulativas recentes: Os casos dos Estados Unidos e do Japão. Texto para Discussão, **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**, 36p, 2015.

WHITE, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. **Econometrica**, 48, 817–838, 1980.

WILSON, B; CULVER, S. On measuring the response of real GDP growth to changes in inflation volatility. **Quarterly Journal of Business and Economics**, p. 3-15, 1999.

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

WORLD BANK. World Integrated Trade Solution - WITS. Disponível em: <https://wits.worldbank.org/>. Acesso em 2020.

## APÊNDICE

Tabela 1.A Coeficientes estimados via modelos ARDL baseados no critério AIC

		Variáveis Nominais				Variáveis Reais			
		(A) BR	(B) BR	(C) JP	(D) JP	(E) BR	(F) BR	(G) JP	(H) JP
Ativ. Econômica (-1)	<i>y</i> (-1)	0.747***	0.229*	0.595***	0.201*	0.844***	0.649***	1.020***	0.449***
Ativ. Econômica (-2)	<i>y</i> (-2)	-0.158	-0.420***	-0.144	-0.278**	-0.187	-0.254**	-0.190	-0.238*
Ativ. Econômica (-3)	<i>y</i> (-3)	0.224#	-	-0.418***	-0.351***	0.241**	0.275**	-0.305**	-0.536***
Ativ. Econômica (-4)	<i>y</i> (-4)	-0.164	-	0.307**	-	-	-	0.380**	0.293*
Ativ. Econômica (-5)	<i>y</i> (-5)	0.226**	-	-0.024	-	-	-	-0.215*	-0.109
Ativ. Econômica (-6)	<i>y</i> (-6)	-	-	-0.267**	-	-	-	-	-0.223**
Câmbio nom./real (0)	<i>E/e</i> (0)	0.048**	0.014	-0.034	0.017	0.045**	0.023	-0.050**	-0.019
Câmbio nom./real (-1)	<i>E/e</i> (-1)	-0.003	-	-0.099**	-0.059#	0.001	0.036	-0.070**	-0.132***
Câmbio nom./real (-2)	<i>E/e</i> (-2)	0.033	-	0.160***	0.051	0.021	0.048*	0.154***	0.097**
Câmbio nom./real (-3)	<i>E/e</i> (-3)	-0.050**	-	-0.122***	-0.085**	-0.098***	-0.071**	-0.123***	-0.117***
Câmbio nom./real (-4)	<i>E/e</i> (-4)	-	-	0.115***	0.146***	0.043*	0.048**	0.093**	0.106***
Câmbio nom./real (-5)	<i>E/e</i> (-5)	-	-	-	-0.047**	-	-	-0.017	-
Câmbio nom./real (-6)	<i>E/e</i> (-6)	-	-	-	-	-	-	-0.032	-
Tx. Juros nom./real (0)	<i>i/r</i> (0)	-0.031***	-0.034*	0.081***	0.034*	-0.151	-0.028	-0.080	-0.029
Tx. Juros nom./real (-1)	<i>i/r</i> (-1)	0.020*	-0.015	-0.042**	-0.009	0.067	-	-0.294#	-0.164
Tx. Juros nom./real (-2)	<i>i/r</i> (-2)	-	0.017	-	0.039	0.452**	-	-	-0.309
Tx. Juros nom./real (-3)	<i>i/r</i> (-3)	-	-0.049**	-	-0.022	-	-	-	-0.407**
Tx. Juros nom./real (-4)	<i>i/r</i> (-4)	-	-0.003	-	0.066**	-	-	-	-
Tx. Juros nom./real (-5)	<i>i/r</i> (-5)	-	0.003	-	0.002	-	-	-	-
Tx. Juros nom./real (-6)	<i>i/r</i> (-6)	-	-0.043***	-	-0.077***	-	-	-	-
Of. Moeda nom./real (0)	<i>M/m</i> (0)	0.066	-0.177#	-0.030	0.094**	0.074***	0.045***	0.026***	-0.146**
Of. Moeda nom./real (-1)	<i>M/m</i> (-1)	-0.033	-0.120	0.174#	-	-	-	-	0.197*
Of. Moeda nom./real (-2)	<i>M/m</i> (-2)	0.057	0.173	-0.030	-	-	-	-	-0.047
Of. Moeda nom./real (-3)	<i>M/m</i> (-3)	0.104	-0.020	-0.094	-	-	-	-	0.008
Of. Moeda nom./real (-4)	<i>M/m</i> (-4)	-0.266***	-0.020	0.110	-	-	-	-	-0.012
Of. Moeda nom./real (-5)	<i>M/m</i> (-5)	0.135***	-0.210*	-0.161	-	-	-	-	-0.038
Of. Moeda nom./real (-6)	<i>M/m</i> (-6)	-	0.180**	0.162**	-	-	-	-	0.091#
Nível de Preços (0)	<i>p</i> (0)	-0.040	-1.084*	0.527**	-0.017	-	-	-	-
Nível de Preços (-1)	<i>p</i> (-1)	-	-0.434	0.346	0.199	-	-	-	-
Nível de Preços (-2)	<i>p</i> (-2)	-	0.318	-0.107	0.206	-	-	-	-
Nível de Preços (-3)	<i>p</i> (-3)	-	-0.294	-0.081	0.204	-	-	-	-
Nível de Preços (-4)	<i>p</i> (-4)	-	1.416**	-0.367#	-0.551***	-	-	-	-
Nível de Preços (-5)	<i>p</i> (-5)	-	-	-0.066	-0.138	-	-	-	-
Nível de Preços (-6)	<i>p</i> (-6)	-	-	0.452**	0.629***	-	-	-	-
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***

Continua na próxima página



Continuação da Tabela 1.A

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***

**Notas: (a)** \*\*\*, \*\*, \* e # revelam níveis de significância de 1%, 5%, 10% e 15%, respectivamente.

**Fonte:** Elaboração própria com base nos resultados obtidos no EVIEWS 9.

**Tabela 2.A.** Impactos de Curto Prazo com base no critério AIC  
(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	-
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)	-	-	-	-
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)	D(M)	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#
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***	-	-	-	-	-
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**
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)	-	-	-	-
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***
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*
Vetor Cor. Erro	VCE	-0.125***	-1.191***	-0.951***	-1.428***	VCE	-0.102***	-0.330***	-0.311***	-1.364***
Vel. Converg.	VC	8.000	0.840	1.051	0.700	VC	9.803	3.030	3.215	0.733

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

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