



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Departamento de Economia

A Teoria dos Ciclos de Negócios Aplicada à Economia Brasileira no Século XXI

Mariana Lôbo da Cunha

Monografia apresentada como requisito parcial para conclusão do Bacharelado em
Ciências Econômicas

Orientadora

Prof. Dr^a. Geovana Lorena Bertussi

Brasília

2020

1



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Departamento de Economia

A Teoria dos Ciclos de Negócios Aplicada à Economia Brasileira no Século XXI

Mariana Lôbo da Cunha

Monografia apresentada como requisito parcial para conclusão do Bacharelado em
Ciências Econômicas

Prof. Dr^a. Geovana Lorena Bertussi (Orientadora)

Universidade de Brasília

Prof. Mestre Luis Guilherme Alho Batista

Universidade de Brasília

Brasília, 17 de outubro de 2020.

DEDICATÓRIA

Aos meus familiares e amigos.

AGRADECIMENTOS

Agradeço, em especial, à minha família, que é a base para tudo que eu constituí até hoje. Além disso, agradeço aos meus amigos, que me ajudam em todos os momentos possíveis. Por fim, agradeço à minha orientadora, Geovana, por toda a ajuda e por servir de inspiração profissional em toda a minha graduação.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o comportamento dos ciclos de negócios brasileiros, contrastando duas teorias: Ciclos Reais de Negócios (RBC) e Novo-keynesiana. Foram utilizadas seis variáveis, como: Produto Interno Bruto (PIB), salário mínimo, investimento (Formação Bruta de Capital Fixo), emprego (como horas trabalhadas na indústria), moeda (em seu formato M1), e produtividade da indústria de transformação. As séries temporais utilizadas são trimestrais e o intervalo temporal adotado situa-se entre o primeiro trimestre de 2003 e o segundo trimestre de 2020. Foram desenvolvidos quatro modelos com distintas especificações de variáveis explicativas, adotando o método de vetores auto-regressivos (VAR), teste de Causalidade de Granger e função impulso-resposta. Foi observado o impacto de choques tecnológicos na variável emprego, assim como de choques monetários na variável produto.

Palavras-chave: teoria dos ciclos de negócios, economia brasileira, VAR.

ABSTRACT

This work aims to analyze the behavior of Brazilian business cycles, contrasting two theories: real business cycles (RBC) and New-Keynesian. Six variables were used, such as: gross domestic product, minimum wage, investment (gross fixed capital formation), employment, such as hours worked in the industry, currency, in its m1 format, and productivity in the manufacturing industry. The time series used are quarterly and the time interval adopted is between the first quarter of 2003 and the second quarter of 2020. Four models were developed with different explanatory variable specifications, adopting the method of auto-regressive vectors, Causality test Granger and impulse-response function. The impact of technological shocks on the employment variable was observed, as well as monetary shocks on the product variable.

Key-words: business cycle theory, Brazilian economy, VAR models.

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	11
2. REVISÃO TEÓRICA E REVISÃO EMPÍRICA	12
2.1. Contexto histórico e Abordagem Novo Clássica	12
2.1.2. Abordagem Novo Keynesiana	15
2.1.3. Variáveis	17
2.2. Revisão empírica	18
3. HISTÓRICO RECENTE DA ECONOMIA BRASILEIRA	21
4. SÉRIES HISTÓRICAS DAS VARIÁVEIS ESCOLHIDAS	33
4.1. Cálculos feitos para obter a variação das séries	34
4.2. Modelagem estatística escolhida e aplicações preliminares	36
4.2.1. Métodos de filtragem.....	37
4.2.2. Estacionariedade e testes de raiz unitária	38
4.2.3 Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)	39
4.2.4 Teste de Causalidade de Granger	40
4.2.5 Análise Impulso-Resposta	40
5. RESULTADOS FINAIS	41
5.1. Abordagens técnicas e suavização de séries temporais	41
5.2. Teste de causalidade de Granger	45
5.3. Teste de estabilidade do VAR.....	47
5.4. Teste de normalidade dos resíduos do VAR – Jarque-Bera.....	47
5.5. Aplicação do Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR)	48
5.6. Análise de Impulso-Resposta.....	51
6. CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS FINAIS	53
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	54

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Choque monetário sobre o PIB	52
Figura 2 – Choque monetário sobre salário mínimo real	52
Figura 3 – Choque monetário sobre o emprego	53
Figura 4 – Choque de produtividade sobre o emprego	53

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – PIB a preços de mercado e Investimento Real entre 2003 e 2010	24
Gráfico 2 – Variação trimestral do PIB entre 2011 e 2019	29
Gráfico 3 – Variação trimestral do emprego entre 2003 e 2019	31
Gráfico 4 – PIB e Produtividade	35
Gráfico 5 – PIB e Investimento.....	35
Gráfico 6 – PIB e Emprego.....	35
Gráfico 7 – PIB e Moeda.....	36

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Dados amostrais das séries	34
Tabela 2 – Resumo dos testes aplicados.....	41
Tabela 3 – Variáveis cíclicas	42
Tabela 4 – Características dos ciclos de negócios brasileiros	43
Tabela 5 - Apresentação dos modelos.....	44
Tabela 6 – Seleção de defasagens (modelos 1 a 4).....	44
Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 1	45
Tabela 8 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 2.....	46
Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 3	46
Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 4.....	47
Tabela 11 – Resultado do VAR para o modelo 1	48
Tabela 12 – Resultado do VAR para o modelo 2	49
Tabela 13 – Resultado do VAR para o modelo 3	50
Tabela 14 – Resultado do VAR para o modelo 4	51

1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira possui um passado recente de crescimento acima da média em relação ao observado em governos anteriores, principalmente nos anos 2000, entre 2003 e 2010. O cenário econômico externo estava favorável a exportações de *commodities*, o que favoreceu superávits primários e aumento do PIB brasileiro no período. Entretanto, com o advento da crise financeira do *subprime* em 2008, diversas políticas anti-cíclicas acabaram por deteriorar o cenário fiscal brasileiro.

Dessa forma, assim como o cenário externo que colocava o Brasil em posição de vantagem já não era o mesmo, o ambiente político nacional também não o era. Isso acarretou uma desaceleração do crescimento econômico brasileiro a partir de 2011, bem como séries de déficits fiscais a partir de 2014.

Evidenciou-se a fragilidade econômica brasileira nos anos de 2015 e 2016, com crescimento negativo do PIB. Ademais, os anos que se seguiram no pós-2016 foram marcados por crescimento econômico baixo, com média de 1,4% ao ano (Dados revisados IBGE). Em 2020, o país lida com uma crise sanitária significativa, a qual impacta diretamente o desenvolvimento de diversos setores e, assim sendo, o PIB. Com isso, o intuito do trabalho é contrastar duas teorias dos ciclos de negócios: *Real Business Cycle* e Novo-keynesiana e sua contribuição para explicar os ciclos de negócios brasileiro entre 2003 e 2020, usando dados trimestrais.

Utilizando-se seis variáveis, como Produto Interno Bruto (PIB), salário mínimo, produtividade da indústria de transformação, investimento, moeda e emprego, analisa-se se choques tecnológicos e choques nominais provocam efeitos nas variáveis reais, como emprego e produto. Para isso, utiliza-se o modelo de vetores auto-regressivos (VAR), o teste de causalidade de Granger e a função de impulso-resposta.

Assim sendo, o trabalho é dividido em seis capítulos: o primeiro aborda a introdução do trabalho; o segundo dissertará acerca das correntes de pensamento dos ciclos de negócio, além de fazer uma revisão empírica.. Com isso, o terceiro capítulo aborda a história econômica recente brasileira, entre 2003 e 2020, e seus acontecimentos relevantes. Já o capítulo quatro discorre sobre todos os testes estatísticos utilizados e sua importância para a obtenção do resultado desejado. O quinto capítulo aborda os resultados alcançados e suas interpretações e, por fim, o sexto capítulo fala sobre as conclusões obtidas após a modelagem estatística.

2. REVISÃO TEÓRICA E REVISÃO EMPÍRICA

2.1. Contexto histórico e Abordagem Novo Clássica

Os primeiros estudos que retrataram a mensuração e um melhor entendimento dos ciclos de negócios¹ da economia dos Estados Unidos foram feitos por Arthur Burns e Wesley Claire Mitchell, em 1946, pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER), e publicados no livro *Measuring Business Cycle*. Até a década de 1960, a causa e as possíveis explicações para os ciclos eram um consenso, tendo em vista que o *mainstream* econômico que vigorava era o da síntese neoclássica, proposto pelo modelo Hicks-Hansen (IS-LM) e, posteriormente, pela Curva de Phillips (SACHS, 2000).

Entre os anos de 1960 e 1970, a estagflação, tendo como seus motivos o choque do petróleo e os gastos governamentais do governo dos Estados Unidos com guerras, fez com que a Curva de Phillips não fosse mais verificada empiricamente, assim como a síntese neoclássica passou a ser questionada em alguns aspectos (SACHS, 2000). Dessa forma, durante esse período, as ideias macroeconômicas *on vogue* foram descredibilizadas.

Lucas foi um dos precursores dessas críticas, afirmando que tais modelos adotados apenas analisavam macroeconomicamente, sem haver maior matematização do estudo. Com isso, não havia respaldo empírico das principais teorias da época. Os críticos da síntese neoclássica ficaram conhecidos como os Novos Clássicos, os quais defendiam, justamente, a microfundamentação da macroeconomia (SACHS, 2000). Portanto, queriam saber quais eram os comportamentos individuais, que somados, geravam como consequência inflação e instabilidade, por exemplo.

Concomitantemente, a narrativa das expectativas racionais passou a ser adotada. Esta afirma que os agentes econômicos se baseiam nas informações disponíveis para sua tomada de decisão, usando-as da melhor forma.. Portanto, surgiram as teorias Novo-Clássicas do ciclo de negócios. Estas criaram modelos com salários e preços totalmente flexíveis, em que os choques provocam flutuações cíclicas na produção e no emprego (SACHS, 2000). Nestes modelos, a oferta agregada varia em resposta aos choques, apesar de haver explicações diferentes nos diversos modelos (SACHS, 2000). Em alguns deles,

¹ A definição clássica dos ciclos de negócios diz que estes “são um tipo de flutuação encontrado na atividade econômica agregada das nações que organizam seu trabalho principalmente em empresas de negócios; um ciclo consiste em expansões que ocorrem ao mesmo tempo em muitas atividades econômicas, seguidas por recessões, contrações e recuperações igualmente generalizadas. Essa sequência é repetitiva, mas não é periódica.”

os agentes econômicos têm informações incompletas e, dessa forma, podem cometer erros na decisão de oferta quando alguns choques afetam a economia.. Em outros, a economia é afetada por choques tecnológicos e os indivíduos alteram voluntariamente a oferta de mão-de-obra em resposta aos distúrbios da oferta (SACHS, 2000).

A primeira abordagem cuja ideia é a de que informações imperfeitas podem ser a origem de flutuações econômicas, mesmo em uma economia perfeitamente competitiva, originou-se no discurso de Milton Friedman na *American Economic Association*, em 1967. Ele disse que “... a maior parte do aumento na renda (nominal) vai ter a forma de um aumento de produção e emprego, não de preços. As pessoas estavam esperando que os preços ficassem estáveis e definiram para um certo tempo os preços e salários com essa base. Vai levar algum tempo para que as pessoas se ajustem à nova demanda. A tendência é de os produtores reagirem à expansão inicial da demanda agregada aumentando a produção, de os empregados trabalharem mais e de os desempregados aceitarem empregos com os salários nominais anteriores (FRIEDMAN, 1968)”²

O foco dessa teoria está na dificuldade de o agente em perceber a diferença entre aumento do nível geral de preços e aumento dos preços relativos, segundo Sachs. É importante ressaltar que a causa dessa confusão é exógena, ou seja, o único responsável por isso é o Banco Central (SACHS, 2000).

Robert Lucas formalizou esta ideia, afirmando que o mercado de cada bem é como uma ilha. Os participantes desse mercado, como os habitantes de uma ilha, têm todas as informações a seu respeito, mas estão isolados dos demais mercados (ou ilhas) e só ficam sabendo do que está acontecendo nos outros lugares depois de um certo tempo (LUCAS, 1976).

Dessa forma, o produtor precisa interpretar um aumento de preço em um mercado individual. De acordo com sua teoria, uma pessoa ou uma empresa que age de acordo com as expectativas racionais vai interpretar um certo aumento de preço em parte como um aumento geral e em parte como um aumento relativo (LUCAS, 1976).

A teoria da informação imperfeita com expectativas racionais em uma economia perfeitamente competitiva, pois, esteve em voga na década de 1970. No fim da década de

² Esse estudo foi publicado com o título de “*The Role of Monetary Policy*” na *American Economic Review*, em 1968.

1970, pesquisas desenvolvidas por Robert Barro³ afirmavam que nos EUA, durante o período pós-guerra, dentre os aumentos de oferta monetária, apenas aumentos imprevistos afetavam a produção. Já Frederic Mishkin, durante a década seguinte, obteve evidências empíricas de que a política monetária prevista afetava a produção, não corroborando com a teoria proposta. Sendo assim, após analisarem as hipóteses básicas propostas, como a de que os agentes não conhecem o nível geral de preços, acabaram por torná-la implausível. Portanto, tanto a pesquisa empírica quanto a intuição sugerem que essa teoria explica minimamente flutuações cíclicas da economia.

A segunda tentativa de elaborar um modelo novo-clássico do ciclo de negócios chamou-se de Ciclo Real de Negócios. Ela diz que existem razões reais que fazem a economia migrar de um ponto para outro melhor, sendo o choque tecnológico o principal deles. Além disso, parte do pressuposto de mercados perfeitamente competitivos. Este modelo baseou-se nas ideias de Joseph Schumpeter, o qual postulava que o aparecimento contínuo de inovações tecnológicas garante o crescimento a longo prazo, entretanto, pode afastar empresas existentes dos negócios, também chamado de “destruição criativa” (SCHUMPETER, 1942).

Essa teoria é mais rígida em relação aos preceitos clássicos ao postular que os preços se ajustam automaticamente mesmo no curto prazo (SACHS, 2000). Desta forma, a dicotomia clássica é mantida já que a moeda é neutra, ou seja, variáveis nominais, como oferta de moeda, não afetam variáveis reais, como produto e emprego.

Ademais, a substituição intertemporal do trabalho é válida e explica fenômenos como a grande reação da mão-de-obra devido a pequenas variações do salário real (SACHS, 2000). A teoria diz que as famílias oferecem uma quantidade variável de trabalho no decorrer do tempo, trabalhando mais horas enquanto o salário real estiver temporariamente alto e o oposto enquanto estiver temporariamente baixo (SACHS, 2000). Nesse caso, substituem trabalho em um período pelo mesmo em outro.

Para que isso ocorra, há duas condições: a elasticidade intertemporal da substituição do lazer deve ser alta e os trabalhadores devem considerar transitório o aumento salarial no ciclo de negócios (SACHS, 2000).

³ Essa afirmativa está presente em seu artigo “*Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States*”, na *Journal of Political Economy*, em 1978.

Sendo assim, entende-se por choques reais tanto alterações na função de produção da economia causadas por inovações tecnológicas quanto desastres naturais e mudanças de preferências (SACHS, 2000). Ao mesmo tempo que todos os modelos do ciclo real de negócios consideram os choques tecnológicos a principal fonte das flutuações, levam em conta alguns outros choques, como a variação do gasto governamental (SACHS, 2000).

O efeito de uma expansão fiscal sobre a produção, por exemplo, depende da variação no tempo da oferta de trabalho, em vez da variação na demanda agregada como nos modelos keynesianos (SACHS, 2000).

Note que, para os teóricos dos ciclos reais de negócios, podem existir choques tecnológicos positivos e negativos. Logo, estes podem causar expansão e recessão econômica. Contudo, essa hipótese pode ser contraditória já que uma tecnologia é utilizada até que outra mais inovadora e produtiva a substitua. Então, retrocesso causado por choque tecnológico negativo faz pouco sentido. Portanto, sem choques negativos de tecnologia, o modelo básico apenas explicaria, em princípio, expansões cíclicas (SACHS, 2000).

Por fim, ao partir da hipótese básica da exogeneidade da moeda e apenas atribuir o papel inflacionário ao Banco Central, a teoria não crê que variações do estoque nominal de moeda afetem o lado real da economia e possam causar expansões ou recessões econômicas (SACHS, 2000).

2.1.2. Abordagem Novo Keynesiana

Sabe-se que a teoria keynesiana baseia-se em hipóteses como a rigidez de preços nominais e salários a curto prazo. Com isso, há respaldo para que uma alteração na demanda agregada tenha efeitos sobre produção e emprego (SACHS, 2000).

Entretanto, o modelo apresenta inconsistências, principalmente por não haver embasamento microeconômico adequado. Portanto, durante a década de 1970, outra corrente tentou explicar os ciclos de negócios a partir da ótica keynesiana, microfundamentando o modelo (SACHS, 2000).

Segundo Sachs, os chamados Novos Keynesianos afirmam que há falhas de mercado e que há ajuste gradual de preços. Tendo em vista isso, os preços não necessariamente vão se equilibrar em todos os mercados. A ideia de preços rígidos, para

os Novos Keynesianos, diz que quando ocorre uma variação na demanda agregada também há uma alteração nos preços, contudo, de forma mais lenta (SACHS, 2000).

Por conseguinte, as flutuações econômicas ocorrem devido a essas imperfeições mercadológicas, justificadas pela rigidez nominal de preços, a qual reitera que variáveis nominais afetam as reais (SACHS, 2000). É importante ressaltar que os Novos Keynesianos aceitam a Lei de Say apenas a longo prazo, diferentemente dos Novos Clássicos que a aceitam, inclusive, no curto prazo (no caso da teoria RBC que vimos na seção anterior).

Dessa forma, teóricos dessa escola dissertam sobre contratos de trabalho, determinação de salários pelos sindicatos, contratos implícitos, custos de menu e salários de eficiência.

O cerne da contratação de longo prazo é o fato de que os salários são predeterminados em contratos, não em base diária ou mensal.. Com isso, os salários não caminham para o equilíbrio rapidamente, mas ajustam-se gradualmente de acordo com os deslocamentos da demanda agregada (SACHS, 2000). Esse ajuste, segundo a teoria, provoca a forma ascendente da curva de oferta agregada e justifica que alterações da demanda agregada afetem variáveis reais da economia (SACHS, 2000).

Os contratos salariais, muitas vezes, são determinados de forma institucional, havendo uma negociação entre sindicatos e patrões. Sem embargo, os sindicatos negociam a favor de uma categoria específica, não em prol da força de trabalho em geral.. Isso favorece a rigidez dos salários nominais, pois, eventualmente, a classe trabalhadora estaria disposta a ofertar mão de obra a um salário menor que o sindical (SACHS, 2000). Isto posto, os sindicatos também são responsáveis pelo fato de os desempregados não receberem salários menores quando há desemprego involuntário (LINDBECK E SNOWER, 1989).

A teoria dos contratos implícitos, por sua vez, tenta explicar a rigidez dos salários de outra maneira. Ela disserta que há uma assimetria fundamental entre os trabalhadores e a empresa que os emprega. Enquanto esta é neutra ao risco, aqueles são avessos ao risco. . Conseqüentemente, o nível de salário não só remunera a força de trabalho, assim como serve como uma forma de seguro contra o risco de variação de renda, principalmente quando os trabalhadores não possuem acesso ao mercado financeiro para atenuar o risco (AZARIADIS, 1975).

As empresas podem concordar em manter o salário real constante, mesmo diante de crises, protegendo, assim, os trabalhadores em relação a variações de renda.. Isso pode ser formalmente exposto no contrato de trabalho ou estar implicitamente refletido no comportamento da determinação de salário por parte da empresa (BAILY, 1974).

Além disso, há um custo envolvido no monitoramento, por parte dos empresários, do empenho do trabalho exercido pelos funcionários. Dessa forma, surge o salário de eficiência. A teoria afirma que salários mais altos geram maior produtividade e, desse modo, empresas preferem pagar mais de forma a induzir que os funcionários se esforcem ao máximo. A rigidez do salário real surge como resultado do custo de avaliar o esforço e a produtividade dos trabalhadores individualmente, segundo Stiglitz (1976), Solow (1979) e Yellen (1984).

Por fim, empresas que alteram preços incorrem em pequenos custos diretos, como revisão e reimpressão de catálogos, entre outros. Esses custos relacionados à alteração dos preços nominais ficaram conhecidos como custos de menu. Segundo Mankiw (1985), Arkeloff e Yellen (1985), esses custos podem provocar uma rigidez significativa dos preços nominais e, por isso, podem ser responsáveis por variações na produção e no emprego.

Assim sendo, a teoria Novo Keynesiana deixa de lado a incerteza, proposta por Keynes, e aborda a rigidez de preços tanto nominais como reais como sendo a principal causa de flutuações econômicas. Esta é imprescindível para justificar como alterações de variáveis nominais, como variações no estoque de moeda, afetam variáveis reais da economia. Além disso, a rigidez de preços é importante para explicar os efeitos dos choques reais sobre a demanda agregada. Isso é primordial no que se refere a políticas econômicas, principalmente em relação a determinação dos gastos do governo.

2.1.3. Variáveis

As variáveis macroeconômicas analisadas nos ciclos de negócios podem ser caracterizadas de acordo com sua conformidade perante a flutuação. As pró-cíclicas são aquelas que tendem a aumentar durante as expansões e a cair nas recessões, ou seja, movimentam-se tal como o ciclo.. Já com as contracíclicas, ocorre o oposto: aumentam nas recessões e caem nas expansões.. Por fim, as acíclicas não se movimentam concomitantemente aos ciclos de negócios (SACHS, 2000).

De acordo com Burns e Mitchell (1946), ao estudarem os ciclos econômicos dos Estados Unidos entre meados do século XIX e meados do século XX, afirmaram que cada ciclo se inicia a partir de um vale, o ponto de menor atividade econômica, depois se sucede um período de expansão. Com o passar do tempo, a economia atinge um pico, o ponto mais alto do ciclo. Isso ocorre novamente, após certo tempo, iniciando nova queda e prosseguindo para um novo vale.

Dessa forma, um ciclo de negócios completo vai de um vale a outro, passando por um pico. As flutuações econômicas possuem como características principais a presença de um pico, um vale e a tendência da produção subjacente (SACHS, 2000).

Isto posto, de acordo com cada teoria exposta, variáveis diferentes possuem maior ou menor importância para explicar o fenômeno. Conforme foi exposto, os teóricos dos ciclos reais vão postular que choques, como os tecnológicos, a ocorrência de desastres naturais, mudanças de preferências e até mudanças de dispêndio governamental provocarão impacto positivos no agregado econômico, levando-o para um novo equilíbrio pareto-eficiente (SACHS, 2000). Portanto, analisar o movimento de variáveis em relação ao ciclo, como produtividade da mão-de-obra, torna-se primordial.

Já os Novos Keynesianos defenderão que a rigidez transitória de preços causará flutuações econômicas (SACHS, 2000). Conseqüentemente, a análise de como preços e salários são determinados e como isso impacta na economia agregada tornam-se o cerne do estudo dessa vertente teórica.

2.2. Revisão empírica

Caso as flutuações econômicas não tivessem pontos em comum, seriam considerados fenômenos únicos e qualquer tentativa de generalização estaria fadada ao fracasso. Apesar de não serem perfeitamente iguais, os ciclos compartilham características gerais, de forma que se possa estabelecer uma teoria. Durante o século XX, esforços foram feitos de modo a encontrar características comuns entre os ciclos econômicos, como foi feito por Burns e Mitchell (1946) e Long e Plosser (1983).

Uma série temporal apresenta quatro componentes principais, como o ciclo, a tendência, a sazonalidade e o componente de erro (SACHS, 2000). O foco desse estudo será analisar o ciclo e, por conseguinte, será filtrada a sua tendência.

O presente trabalho analisará se as variáveis macroeconômicas terão comportamento mais parecido com o relatado pelos teóricos dos ciclos reais ou dos novos-keynesianos, no Brasil, entre 2003 e 2020. Tendo em vista isso, a análise empírica das séries temporais é utilizada para a identificação do componente cíclico das séries. Para tanto, será verificado se as raízes unitárias são integradas de mesma ordem, fazendo testes como o Dickey-Fuller aumentado. E, assim sendo, será utilizado o Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR).

Por conseguinte, será feito o teste de resíduos a fim de verificar se são estacionários. O foco do estudo centra-se em verificar se alterações em variáveis nominais afetam variáveis reais da economia e, logo, as variáveis utilizadas serão produto, emprego, investimento, produtividade, oferta de moeda e salário mínimo.

Dessa forma, ao se analisar trabalhos recentes sobre o tema, há o de Kanczuk e Faria Jr. (2000). Os pesquisadores construíram uma economia artificial com trabalho indivisível e custos de ajustamento, calibrando seus parâmetros e confrontando as propriedades dinâmicas das séries simuladas com as das séries reais brasileiras. Eles analisaram produto, consumo, investimento e horas pagas, comparando com alguns resultados obtidos da economia dos EUA entre o período de janeiro de 1985 e janeiro de 1999. Os dados utilizados foram de base trimestral: agregaram os meses em trimestres por meio de média aritmética. Além disso, fizeram dessazonalização por "Ratio to Moving Average" e o logaritmo das séries obtidas foi filtrado por Hodrick-Prescott $\lambda=1600$. Para a economia artificial simulada, todas as variáveis foram pró-cíclicas e a volatilidade do investimento dez vezes maior do que a do produto.

Ellery e Gomes (2005) fizeram uma análise de ciclos reais para o Brasil e diversos outros países da América do Norte, Ásia e Oceania durante o século XX. Foram utilizados vários períodos na análise: 1901-1914 (pré-guerra); 1921-1939 (entre-guerras); 1952-1983 (pós-guerra). Ademais, utilizaram o filtro Hodrick-Prescott⁴ para filtrar o logaritmo das séries. Em vários períodos, encontraram semelhanças entre as flutuações. Obtiveram como principais resultados que o investimento é mais volátil que o produto e que variáveis como consumo e investimento apresentam alta correlação com produto, além de terem alta conformidade com os ciclos (pró-cíclicos). Foi verificado uma alta volatilidade do

⁴ O filtro Hodrick-Prescott tem como intuito extrair a tendência, que é considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não-correlacionadas com o ciclo (GUJARATI, 2011).

nível de preços mesmo quando comparada com a do produto e, assim como na maioria dos países, o nível de preços no pós-guerra apresentou correlação negativa com o produto. Ademais, a economia brasileira apresentou maior volatilidade que as outras economias presentes na amostra. Os autores verificam, ainda, a validade do modelo RBC para o Brasil e para os demais países e, além disso, as variáveis utilizadas foram PIB pré-guerra e entreguerras, PIB pós-guerra, consumo das famílias após 1947, consumo do governo e investimento.

Já o trabalho de Duda e Sampaio (2009) estuda o comportamento de uma economia artificial com o advento de um choque tecnológico. A fim de verificar isso, os autores utilizaram variáveis como consumo final, consumo final do governo, consumo final das famílias, PIB da indústria, PIB a preço básico, PIB a preço de mercado, investimento (formação bruta de capital fixo), capturando dados trimestrais de 1991 a 2008. Foram utilizados alguns parâmetros da economia real brasileira extraídos do trabalho de Kanczuck e Faria Jr. (2000), comparando seus desvios-padrão e coeficientes de correlação com os da economia artificial. Todas as variáveis analisadas apresentaram comportamento pró-cíclico significativo, havendo volatilidade do investimento na ordem de aproximadamente cinco vezes o valor do produto, para o modelo RBC parametrizado com os dados da economia brasileira.

Bombonati (2016) utilizou ferramentas como o VAR e o filtro Hodrick-Prescott (HP) para verificar o impacto do ciclo industrial no ciclo do produto. O estudo sugere que a influência vem caindo com o passar dos anos, tanto do ponto de vista do tempo de propagação quanto da magnitude do impacto sobre o ciclo do produto. A abordagem feita por Bombonati difere da que será feita neste trabalho, tendo em vista que ele apenas analisou o impacto de um setor no ciclo do produto, não analisando variáveis específicas e suas particularidades. Entretanto, as ferramentas utilizadas em seu trabalho coincidem com as do presente estudo.

Um estudo feito pela Fundación Rafael del Pino (2019) apresenta uma nova atualização da análise dos determinantes econômicos na Espanha, estimando com dados disponíveis até 2018, o modelo estocástico de equilíbrio geral dinâmico EREMS2/DSGE. Em alguns casos específicos, como a contribuição do capital, da margem dos preços e salários e da produtividade total dos fatores, o período utilizado foi entre 2016 e 2018. O estudo decompõe as taxas de crescimento do PIB e das principais variáveis econômicas na contribuição das diferentes perturbações identificadas pelo modelo. Em particular,

incorpora um setor bancário e estima choques financeiros, fiscais, externos e outras perturbações macroeconômicas.

Dessa forma, identifica-se a origem dos choques, a intensidade e persistência com que agitam os principais agregados, proporcionando resultados úteis que ajudam a entender melhor as causas subjacentes à posição cíclica da economia espanhola. A análise difere da que será feita nesse trabalho, tendo em vista que analisa o movimento dos principais agregados econômicos, utilizando o modelo de equilíbrio geral. Este modelo é mais utilizado em trabalhos voltados para análises novo-clássicas, não contrastando com outras vertentes existentes.

A análise feita por Giannini, Dias e Dias (2009) é similar à que será feita neste trabalho. Os autores contrastaram as teorias dos ciclos reais com as dos novos-keynesianos de forma a ver qual se adequa melhor ao caso brasileiro entre 1992 e 2007. Para isso, utilizaram o método dos vetores auto-regressivos.. Os resultados econométricos indicaram que tanto choques tecnológicos quanto os monetários são capazes de gerar flutuações na economia brasileira. Além disso, verificou-se a presença de rigidez de preços através dos coeficientes de correlação linear próximos de zero do ciclo do produto com o ciclo do emprego e dos salários.

Este trabalho assemelha-se à análise feita por Giannini, Dias e Dias (2009), entretanto, enquanto neste analisa-se o salário mínimo real, naquele utiliza-se o rendimento real médio dos ocupados e dos assalariados no trabalho principal da região metropolitana de São Paulo. Ademais, as variáveis usadas coincidem. Além disso, o estudo corrente utiliza dados entre 2003 e 2020. Em contrapartida, o outro usa o período entre 1992 e 2007.

3. HISTÓRICO RECENTE DA ECONOMIA BRASILEIRA

Os anos 2000 foram marcados por uma média de 3,77% a.a de expansão do PIB entre 2000 e 2010. Essa taxa de crescimento acarretou elevação das receitas, o que permitiu que o governo federal apresentasse resultados primários significativos compatíveis com a diminuição do endividamento público (PIRES, 2017).

O primeiro mandato (2003 a 2006) do ex-presidente Luiz Inácio Lula da Silva teve como fomento o resultado de políticas econômicas implementadas em governos anteriores, como o Plano Real, o qual começou a ser arquitetado em 1993, e o tripé macroeconômico iniciado em 1999.

Dessa forma, as premissas básicas que nortearam o primeiro mandato do governo Lula coincidiam com as do governo anterior, o de Fernando Henrique Cardoso: continuidade da política de metas de inflação, de superávit primário e regime cambial com taxa flutuante.

Houve momentos de recessão como nos primeiros dois trimestres de 2003⁵. Isso deveu-se ao temor por parte da população de que o candidato que liderava as pesquisas de opinião, o ex-presidente Lula, decretasse um *default* da dívida pública, ocasionando fuga de capitais. Isso depreciou fortemente a taxa de câmbio, elevando encargos financeiros do governo e de empresas e fomentando revisão de planos de investimento. Dessa forma, houve queda das receitas governamentais no período (PIRES, 2017).

Devido ao efeito *pass-through*⁶, a inflação e a taxa de juros se elevaram. Por conseguinte, uma combinação de fatores desfavoráveis resultou em forte pressão sobre a dinâmica da dívida líquida do setor público (PIRES, 2017).

Para honrar com os compromissos de pagamento da dívida pública e a meta de resultado primário de 4,25% do PIB, diversas medidas fiscais estruturantes foram tomadas. Aumentou-se a idade mínima de aposentadoria para 55 anos para mulheres e 60 anos para homens por tempo de contribuição no serviço público, assim como ampliou-se o número de anos necessário para aposentadoria no respectivo cargo (PIRES, 2017).

Além disso, outras medidas como a taxação dos inativos, a renovação da Desvinculação das Receitas da União (DRU), a prorrogação da CPMF com alíquota de 0,38%, a elevação da alíquota do CSLL para empresas optantes do regime de lucro presumido e alteração da base do PIS/Cofins de faturamento pelo valor adicionado promoveram grande ampliação de arrecadação tributária (PIRES, 2017).

Essas medidas fiscais começaram a ter efeito na economia agregada a partir de 2004. Com isso, as receitas governamentais atingiram o nível anterior ao ajuste fiscal, recuperando-se da queda ocorrida nos primeiros trimestres de 2003, justificado, também,

⁵ Houve recessão quando se é analisada a variação do PIB em volume em relação ao trimestre exatamente anterior (-1,2% e -0,4%, respectivamente). (Pires, 2017) Quando se é analisada a taxa acumulada em 4 trimestres em relação ao mesmo período do ano anterior, as cifras obtidas são 3,6% e 3,2%, respectivamente, segundo dados do IBGE.

⁶ O efeito *pass through* diz respeito ao tamanho do repasse das mudanças da taxa de câmbio para os preços comerciáveis de um país.

por maior crescimento econômico auferido no período. Portanto, o contexto econômico fomentou maior resultado primário do governo federal.

O cenário global favorável influenciou fortemente o desempenho econômico brasileiro durante esse período. Sendo assim, a demanda externa impulsionou as exportações, estas atingindo uma taxa de crescimento anualizada superior a 5% (PIRES, 2017).

Assim sendo, o Brasil teve um período econômico majoritariamente próspero durante estes anos. Isso possibilitou aumentos nos níveis de renda e emprego da população.⁷

Entretanto, uma exceção a ser ressaltada foi o ano de 2009. O Brasil foi uma das últimas economias a ser atingida pelos reflexos da crise do *subprime*. Apenas em setembro de 2008, com a queda do Lehman Brothers, o País começou a sentir os efeitos desta.

Isso pôde ser verificado com a redução de crédito a empresas e com a elevação das taxas de juros. Concomitantemente, o comércio externo também não estava favorável: houve queda no preço das *commodities* e a taxa de câmbio se depreciou. .

Portanto, houve endividamento externo de empresas ocasionando adiamento de planos de investimento e aumento da incerteza. Isso acarretou queda na demanda privada.

Para reverter os efeitos negativos da crise na economia brasileira e estimular a recuperação econômica, ações expansionistas foram adotadas. Estas promoveram uma rápida reversão da atividade econômica e, no segundo semestre de 2009, o Brasil já possuía cifras positivas de expansão do PIB.

As principais medidas expansionistas adotadas centraram-se em crescimento das transferências sociais, aumento real do salário mínimo e de investimentos públicos,

⁷ A média da variação trimestral do PIB a preços de mercado (taxa acumulada nos últimos 4 trimestres) entre o primeiro trimestre de 2003 e o quarto trimestre de 2008 esteve em 4,24%, segundo dados coletados no IBGE. Já a média da variação trimestral do emprego (horas trabalhadas na indústria, índice – média 2006 = 100) – taxa de variação das horas trabalhadas na indústria em relação ao mesmo trimestre do ano anterior – durante esse mesmo período esteve em 2,86%, segundo dados coletado na CNI.

desonerações por conta da nova política industrial (PDP)⁸ e reestruturação de carreiras dos funcionários públicos (PIRES, 2017).

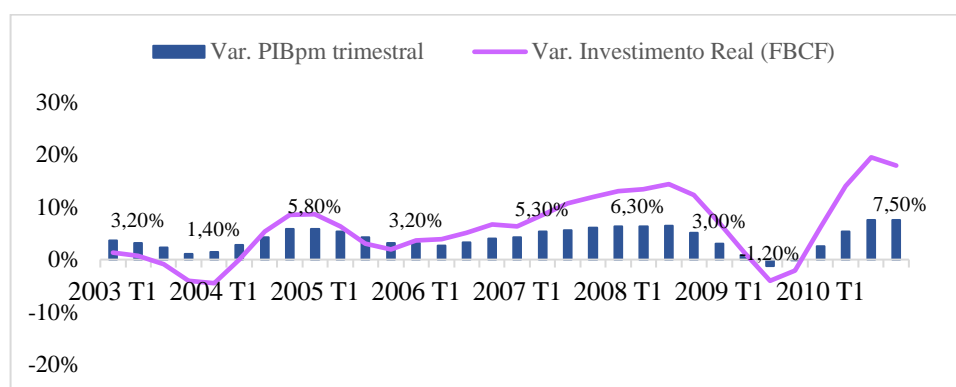
Durante a crise, entretanto, medidas foram tomadas de forma a dirimir a perda de liquidez na economia, como a redução de depósitos compulsórios e da taxa de juros. Além disso, pelo fato de vendas e de a própria produção terem caído, houve redução de impostos para os setores mais afetados e que tinham maior impacto na economia agregada.

Com isso, reduziram-se as alíquotas do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para automóveis, produtos linha branca, bens de capital e insumos para a construção civil. Segundo Barbosa (2010), o impacto dessa medida esteve em 0,3% do PIB.

Segundo a Conferência das Nações Unidas sobre Comércio e Desenvolvimento (2009), as medidas anticíclicas adotadas no Brasil podem ter atingido 5,6% do PIB em termos de estímulos fiscais. Isto posto, a economia brasileira conseguiu se recuperar rapidamente e isso deveu-se à expansão dos investimentos, os quais cresceram o dobro da cifra em comparação ao PIB (PIRES, 2017).

O gráfico 1 mostra os comportamentos da variação do investimento real (formação bruta de capital fixo) e da variação do PIB a preços de mercado entre 2003 e 2010.

Gráfico 1 – PIB a preços de mercado e Investimento Real entre 2003 e 2010



Fonte: IBGE. Período: 2003:T1 a 2010:T4. Elaboração própria

⁸ A nova política industrial estipulou estímulos para inovação, pesquisa e desenvolvimento, investimentos e exportações através de desonerações tributárias e incentivos financeiros. O principal impacto da PDP se deu sobre as desonerações, que foram estimadas em 0,3% do PIB para 2009, segundo Barbosa (2010).

⁹ A variação do PIB a preços de mercado é uma taxa acumulada em 4 trimestres em referência ao mesmo trimestre do ano anterior. O mesmo ocorre com o investimento (formação bruta de capital fixo).

Sofrendo reflexos da crise econômica de 2008, o PIB brasileiro recuou 0,13% em 2009. Contudo, já em 2010 a economia voltava a prosperar atingindo um crescimento de 7,5% (PIRES, 2017).

A partir de 2011, Dilma Rousseff assumiu a liderança do poder Executivo brasileiro. Pautada em dar continuidade nas políticas econômicas do seu antecessor, a ex-presidente não obteve o mesmo êxito que ele tendo em vista que os cenários externo e, também, interno eram outros. Pressionada pela alta dos preços, que se aproximavam do teto da meta, o governo deu continuidade, inicialmente, à elevação moderada dos juros.

Associada a esta medida, houve restrição ao crédito, aumento do compulsório e das exigências de capital dos bancos, aumento do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) sobre as operações de crédito pessoal e a contenção do gasto público. Entretanto, não houve cortes nos gastos com programas sociais. Seu objetivo principal era conter a inflação, sem uma forte majoração dos juros. Entretanto, a inflação não cedeu para deter a desaceleração da economia e, assim, iniciou-se uma redução da taxa básica de juros a partir de agosto de 2011 (SICSÚ, 2013).

Já em 2012, o governo adotou mudanças em marcos institucionais. A postura mais intervencionista contribuiu para inibir o investimento no período. Além disso, a tendência à valorização da moeda, que perdurava desde o início do Plano Real, também inibia a acumulação de capital no setor. Dessa forma, a valorização do câmbio foi um dos fatores que acabou por corroer o apoio da indústria ao governo (CORSI, 2016).

Em outubro de 2012, a SELIC atingiu a cifra de 7,25%. Este valor era o mínimo observado para a taxa SELIC desde novembro de 1997, segundo dados do Banco Central.¹⁰ A expectativa do governo era de incentivar o consumo e o investimento, reduzir o peso da dívida pública no PIB e inibir a entrada de capital estrangeiro que pressionava a valorização do câmbio. Concomitantemente a isso, houve redução do compulsório e do IOF sobre o crédito pessoal, ampliação do gasto público, majoração do salário mínimo, aumento dos auxílios relativos ao programa Bolsa Família e a desoneração fiscal de setores considerados importantes. Foram adotadas medidas de proteção para setores em dificuldade devido à acirrada concorrência externa, mas não foram adotadas medidas que

¹⁰ Em 19 de novembro de 1997, a meta para taxa SELIC foi de 2,9% a.a, segundo dados do Banco Central.

permitissem uma efetiva desvalorização do real (GONÇALVES, 2013; SICSÚ, 2013; OREIRO, 2014).

Sem uma política de controle dos fluxos do capital, a queda paulatina dos juros e o pequeno aumento na taxaço do capital estrangeiro fizeram com que a tendência de valorização da moeda não mais existisse.. Com o intuito de combater a inflação, além de manter a moeda valorizada em termos reais, o governo começou a controlar os preços administrados pelo Estado. O governo anunciou a partir da implementação dessas medidas ter adotado uma nova matriz de política econômica, calcada nos juros baixos, no câmbio competitivo e no aumento do gasto público (GONÇALVES, 2013; SICSÚ, 2013; OREIRO, 2014).

A tentativa de modificar a política macroeconômica herdada do governo de FHC, ao reduzir taxas de juros e flexibilizar a forma de combate à inflação, não se sustentou por muito tempo. Houve uma série de questões relevantes que trouxeram problemas, como: alterações nos marcos regulatórios, que ao diminuírem a rentabilidade das concessões estatais, inibiram os investimentos em infraestrutura; a utilização dos bancos estatais para ampliar oferta de crédito e medidas para aumentar a regulação estatal de setores da economia, o que acabou gerando ineficiências, como ocorreu no setor energético. Isso corroborou para o descontentamento de vários segmentos da sociedade (GONÇALVES, 2013; SINGER, 2015).

Ademais, isso acabou por refletir na base de sustentação no Congresso Nacional. Os descontentamentos se ampliaram com a queda do crescimento econômico, alcançando a cifra de 1,9% em 2012, segundo a Fundação Getúlio Vargas.

Em abril de 2013, o Banco Central retomou medidas de elevação da taxa de juros. No ano seguinte, iniciou-se um processo venda de operações de swap devido à depreciação cambial, que acabaram por elevar o déficit nominal. Isso culminou em um crescimento ínfimo de 0,1% e déficit primário situado em 0,6% do PIB em 2014. Dessa forma, a dívida bruta retomou a trajetória de aceleração (PIRES, 2017).

É importante ressaltar que a crise política brasileira detinha, em grande parte, uma influência considerável do ambiente macroeconômico. A ex-presidente Dilma Rousseff não obteve êxito no âmbito político-econômico comparativamente ao seu antecessor.

Além disso, após ter uma vitória com pequena diferença¹¹ em relação ao seu adversário em sua segunda candidatura (2014), não possuía maioria na Câmara dos Deputados, o que acabou por diminuir mais ainda sua atuação política. Ademais, escândalos de corrupção promoveram a derrocada do governo tendo em vista a perda de credibilidade perante a população e líderes internacionais.

Apesar de as expectativas serem de crescimento econômico de 0,8% e de 2% em 2015 e 2016 (LDO, 2016), respectivamente, não foi o que ocorreu. Houve uma combinação de choques negativos, os quais ocasionaram recessão e impossibilitaram o cumprimento das metas fiscais¹². Dentre esses choques, pode-se citar a queda da demanda pelos produtos brasileiros no mercado internacional, crise hídrica¹³, realinhamento de preços monitorados¹⁴, desinvestimentos da Petrobras e depreciação da taxa de câmbio¹⁵.

A combinação desses choques pôs o Brasil de volta a uma recessão que fez com que o PIB retraísse 3,8% em 2015 (PIRES, 2017).

Novamente, o governo adotou algumas medidas fiscais para tentar corrigir despesas e receitas em 2015. Com isso, buscaram estabelecer o equilíbrio de alguns programas cuja despesa vinha aumentando substancialmente, como seguro-desemprego, abono salarial, pensões por morte, auxílio-doença e seguro do pescador artesanal.

Essas medidas reviam regras de concessão e de cálculo, a qual define o valor do benefício. Além disso, o subsídio fiscal, usado para subsidiar tarifas de energia elétrica, dado à Conta de Desenvolvimento Energético foi vetado. Todas essas medidas promoveram uma economia de R\$25 bilhões (PIRES, 2017).

Já pelo lado das receitas, houve o aumento da CIDE combustíveis e a revisão da desoneração da folha. Somando-se a isso, foram revertidas desonerações de IPI de móveis

¹¹ Dilma Rousseff obteve 51,6% dos votos e seu adversário, Aécio Neves, 48,3%, segundo a apuração de votos do Tribunal Superior Eleitoral.

¹² As metas fiscais tinham por objetivo alcançar um resultado primário de 1,2% do PIB em 2015 e 2% deste no ano seguinte, de forma a restabelecer a estabilidade da dívida (PIRES, 2017).

¹³ A capacidade de geração de energia atingiu nível próximo ao do racionamento de 2001, entretanto concentrado nos estados de São Paulo e Rio de Janeiro entre os anos de 2014 e 2015. Com isso, setores industriais, guiados pela incerteza de haver insumo disponível para expandir a produção no curto prazo, encontraram dificuldade de implantar projetos de investimento (PIRES, 2017).

¹⁴ Crescimento de 20,15% entre dez/14 a dez/15 (PIRES, 2017), o que elevou a inflação temporariamente acarretando elevação dos juros e redução da renda disponível no setor privado, com forte impacto sobre consumo e oferta de crédito.

¹⁵ Entre agosto de 2014 e dezembro de 2015, a taxa de câmbio depreciou, em termos nominais, 70% (PIRES, 2017). Isso acabou por levar à revisão do plano de negócios de empresas tendo em vista que muitas delas tiveram seus encargos financeiros elevados.

e veículos e aumentou-se a contribuição sobre o lucro para as instituições financeiras. Ademais, analisando-se os contingenciamentos, novas contratações de servidores foram interrompidas e, pelo lado financeiro, houve elevação da TJLP¹⁶ e revisão de alguns subsídios, como o Plano Safra e o encerramento do Programa de Sustentação do Investimento (PSI) do BNDES (PIRES, 2017).

Apesar de todo o esforço feito, tanto pelo lado das receitas quanto pelo das despesas, as receitas diminuíram consideravelmente devido à retração da atividade econômica. Houve, justificado pelo contingenciamento, diminuição dos investimentos em 0,61 p.p do PIB entre 2014 e 2015. Concomitantemente, outras despesas sofreram elevação, como transferências de renda e pessoal nesse mesmo período (PIRES, 2017).

Além de toda a questão da recessão econômica, o Tribunal de Contas da União deu parecer contrário aos atrasos nos repasses orçamentários a bancos, também conhecidas como pedaladas fiscais, na gestão de Dilma Rousseff. Estas são consideradas um tipo de manobra contábil feita pelo Poder Executivo para cumprir as metas fiscais, fazendo parecer que haveria equilíbrio entre gastos e despesas nas contas públicas, segundo o Senado Federal.

Neste caso específico, o TCU entendeu que o Tesouro Nacional teria atrasado, de forma voluntária, o repasse de recursos à Caixa Econômica Federal, ao Banco do Brasil, ao Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e ao Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) para o pagamento de programas sociais como Bolsa Família e o Minha Casa Minha Vida, benefícios sociais como o abono salarial e o seguro-desemprego, e subsídios agrícolas. Todo o desgaste político e econômico, combinado com a deterioração dos indicadores fiscais e tendo como contexto as pedaladas fiscais, acabaram por ocasionar a abertura do processo de *impeachment* de Dilma Rousseff.

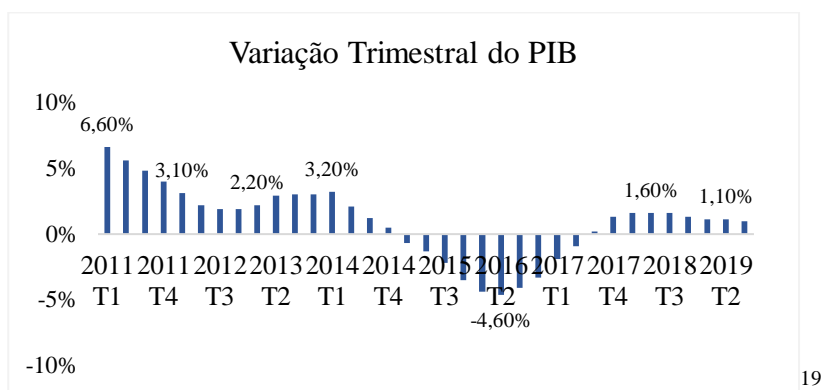
Após o processo político de *impeachment* da ex-presidente Dilma Rousseff, seu vice-presidente, Michel Temer, assumiu o cargo efetivamente em 31 de agosto de 2016. O país encontrava-se em uma grande crise econômica e, além disso, o Banco Central tinha

¹⁶ A Taxa de Juros de Longo Prazo endossava o custo de vários empréstimos do BNDES. Atualmente, usa-se a Taxa de Longo Prazo (TLP) em contratos firmados desde 1º de janeiro de 2018.

perdido sua credibilidade, tendo em vista que as expectativas de inflação de mais longo prazo ficaram desancoradas da meta estabelecida.¹⁷

Segundo o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE, 2017), a recessão econômica brasileira durou onze trimestres, do segundo trimestre de 2014 ao 4º trimestre de 2016, sendo a variação trimestral média anualizada -3,2%¹⁸. Isso pode ser observado no gráfico 2, que mostra o desempenho trimestral do PIB no Brasil entre 2011 e 2019.

Gráfico 2 – Variação trimestral do PIB entre 2011 e 2019



Fonte: IBGE - Sistema de Contas Nacionais Trimestrais (SCNT). Período: 2011:T1 a 2019:T3. Elaboração própria

Tendo como meta “estancar o processo de queda livre da atividade econômica” (TEMER, 2016), o governo conseguiu aprovar algumas medidas importantes para a retomada, apesar de lenta, econômica. Uma delas foi a aprovação da PEC do Teto de Gastos²⁰, Emenda Constitucional 241/55 de 15 de dezembro de 2016, que limita o aumento dos gastos federais por até 20 anos (BRASIL, 2016).

Além disso, sancionou a lei que criou a TLP (Taxa de Longo Prazo), a qual elimina gradativamente os subsídios cedidos pelo BNDES e que passou a ser adotada em 1 de janeiro de 2018. Por fim, enviou uma Proposta de Emenda à Constituição (PEC) ao Congresso tentando modificar as regras da Previdência Social. A PEC chegou a ser

¹⁷ O IPCA esteve em 6,41%, em 2014, e em 10,67%, em 2015. A meta central era de 4,5%, segundo o IBGE. O índice pode oscilar entre 2,5% e 6,5%, sem que a meta seja formalmente descumprida.

¹⁸ Cálculo feito de acordo com o PIB trimestral dessazonalizado a preços de mercado, extraído do IBGE.

¹⁹ PIB a preços de mercado, taxa acumulada em 4 trimestres.

²⁰ A medida é válida para os três Poderes, incluindo Ministério Público e Defensoria Pública da União, e assegura que o governo, assim como as outras esferas, pode gastar o mesmo valor que foi gasto no ano anterior, corrigido apenas pela inflação (IPCA) (BRASIL, 2016).

aprovada em comissão especial da Câmara dos Deputados, entretanto, não conseguiu ser aprovada em seu governo.

Apesar de algumas cifras²¹ da economia serem favoráveis, a recuperação econômica se deu de forma mais lenta e gradual do que o esperado, tendo em vista que houve dois anos seguidos (2015 e 2016) de recessão e uma crise política estava instaurada. Além disso, um dos episódios que agravou esse cenário foi a greve dos caminhoneiros, em maio de 2018, a qual durou 11 dias.

Tendo como contexto a nova política de preços²² para os combustíveis da Petrobrás, o óleo diesel teve alta de 56,5% na refinaria, em 10 meses, segundo cálculos do Centro Brasileiro de Infraestrutura (CBIE). O aumento acompanhou a cotação do petróleo no mercado internacional, que era a intenção da estatal.

Essa elevação de preços encareceu consideravelmente os custos e acarretou a paralisação da atividade rodoviária brasileira. Tendo em vista que o transporte rodoviário consiste, majoritariamente, no meio de abastecimento de produtos e combustível nas cidades, houve escassez de diversas mercadorias. De acordo com o Ministério da Fazenda, o impacto da greve dos caminhoneiros custou ao país R\$15,9 bilhões, ou seja, 0,2% do PIB de 2018.

Em 2019, o país entrou no sexto ano consecutivo de déficit primário, o que preocupou os *policy makers*, deteriorando mais ainda o cenário fiscal e podendo, assim, comprometer a capacidade de pagamento da dívida por parte do governo federal.

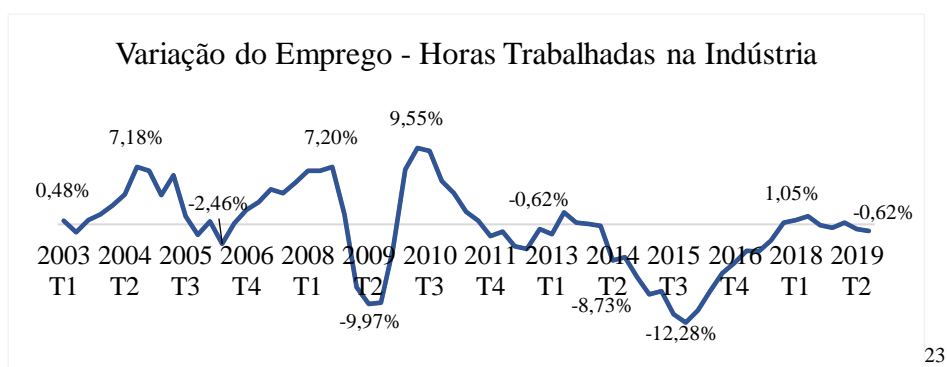
Durante o ano de 2019, o novo presidente eleito, Jair Bolsonaro, assumiu o cargo após uma vitória conturbada contra seu adversário Fernando Haddad. Dentre suas propostas, estava a de “garantir crescimento com inflação baixa e geração de empregos” (BOLSONARO, 2018), já que a taxa de desocupação da população esteve em 11,6% no 4º trimestre de 2018, segundo o IBGE.

O gráfico 3 mostra a variação trimestral do emprego, mensurado através das horas trabalhadas na indústria, entre 2003 e 2019.

²¹ A inflação oficial, em 2018, esteve em 3,75%, cumprindo a meta central do governo de 4,5%, segundo o IBGE. Além disso, a taxa básica de juros (SELIC) atingia a sua mínima histórica nesse período.

²² Adotada em 3 de julho de 2017, os ajustes dos preços dos combustíveis podem ser realizados, a qualquer momento, inclusive diariamente, desde que os reajustes acumulados por produto estejam, na média Brasil, dentro de uma faixa determinada (-7% a +7%), respeitando a margem estabelecida pelo Grupo Executivo de Mercado e Preços (GEMP).

Gráfico 3 – Variação trimestral do emprego entre 2003 e 2019



Fonte: Confederação Nacional da Indústria. Período: 2003:T1 a 2019:T3. Elaboração própria

O primeiro ano do governo de Bolsonaro foi marcado por uma queda histórica da taxa básica de juros. A taxa SELIC começou o ano de 2019 em 6,5% e atingiu 4,5%, em dezembro, segundo IPEA.

Como o país estava em recuperação da atividade econômica, o intuito dessa medida era fomentar investimentos e crescimento a longo prazo. Para estimular o consumo, o governo liberou o saque de parte dos recursos do Fundo de Garantia do Tempo de Serviço (FGTS).

Uma de suas propostas foi a Reforma da Previdência, a qual conseguiu ser aprovada em novembro de 2019. De acordo com o Ministério da Economia, a estimativa é de produzir uma economia total de R\$1,308 trilhão²⁴ em dez anos. A aprovação da reforma foi um fator positivo para retomada de confiança do mercado para com o governo federal.

O crescimento do PIB, acumulado em 4 trimestres, tendo como referência o 3º trimestre de 2019, esteve em 1%, segundo o IBGE. Dessa forma, a expansão da economia ainda se tem dado de forma vagarosa. Isso pode ser justificado pelo fato de todas as reformas e medidas adotadas no atual governo serem de longo prazo. Ademais, a contração fiscal faz com que não haja efeitos tão positivos no curto prazo.

²³ Horas trabalhadas na indústria: índice (média 2006 = 100).

²⁴ Esse valor inclui a Reforma da Previdência Social, de R\$855,7 bilhões, mudança nas aposentadorias dos militares, de R\$66 bilhões, medida provisória de averiguar benefícios sociais, de R\$289,7 bilhões, e lei sobre processos judiciais envolvendo o INSS, de R\$97,4 bilhões, segundo o Ministério da Economia.

Após três trimestres de crescimento (trimestre contra trimestre) do PIB em 2019²⁵, a chegada do vírus Sars-Cov- 2, novo coronavírus, no país, em fevereiro de 2020, acabou gerando diversos impactos sociais e, principalmente, econômicos. Assim que os números de contágio começaram a crescer suntuosamente no país, o governo teve que suspender atividades consideradas não essenciais, como escolas, *shoppings centers*, comércio, restaurantes e lotéricas.

Com isso, iniciativas anunciadas pelo governo e pelo Banco Central abarcaram o afrouxamento da meta fiscal, com a aprovação do Senado Federal do decreto de calamidade pública em março de 2020. Este permite a elevação do gasto público e o descumprimento da meta fiscal prevista para o ano e é válido até 31 de dezembro de 2020.

Além disso, outras medidas fiscais expansionistas foram adotadas, como o auxílio emergencial com intuito de minimizar os impactos da pandemia. Segundo as regras, os indivíduos que tiverem direito ao auxílio receberão parcelas de R\$600 mensais. Em um primeiro momento, foi estabelecido para três meses. Entretanto, essa medida foi estendida até o fim do ano de 2020, contudo, a cota decaiu para R\$300, segundo Medida Provisória nº 1000/2020 em 3 de setembro de 2020. Chefes de família têm direito à cota dupla.

Já no campo trabalhista, houve mudanças que tentaram trazer maior flexibilidade ao empregador e ao trabalhador para evitar demissões, como a instituição de teletrabalho sem necessidade de alteração no contrato individual de trabalho, além da autorização, por parte do governo, de empresas a reduzirem, proporcionalmente, a jornada de trabalho e os salários dos empregados, em regime CLT.

Em relação às pequenas e médias empresas, houve a criação de uma linha de crédito de R\$40 bilhões para financiar salário dos trabalhadores dessas empresas, em março de 2020. Esse crédito pode financiar a remuneração de até dois salários mínimos por trabalhador. A facilidade residiu em 6 meses de carência e juros de 3,75%. O impacto econômico dessa medida ainda será avaliado pelos institutos de pesquisa.

Tendo atitudes displicentes quanto às recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS), o governo descredibilizou a seriedade da pandemia do novo coronavírus. Isso acabou por acarretar o prolongamento, sem previsões de término, das crescentes curvas de contágio e letalidade. Dessa forma, no âmbito econômico, a crise sanitária,

²⁵ O crescimento, em valores correntes (R\$ milhões), do PIB esteve em 4,06%, 3% e 2,72% no segundo, terceiro e quarto trimestres de 2019 segundo o Banco Central do Brasil.

conjuntamente com crise política, choques externos e piora da deterioração fiscal, acabaram agravando o cenário já caótico. Apresentaram-se cifras negativas de expansão do PIB nos dois primeiros trimestres do ano, chegando a -8,23%, em valores correntes, no segundo trimestre de 2020, segundo dados do Banco Central do Brasil. Concomitantemente a isso, o Comitê de Política Monetária (COPOM) tem reduzido a cifras históricas a taxa SELIC, a qual chegou ao patamar de 2% a.a em agosto, com objetivo de incentivar a demanda agregada, aumentar a liquidez da economia e atuar como política anti-cíclica diante da crise instaurada.

O governo atual encontra vários desafios para os anos finais de gestão: crises sanitária, econômica e fiscal. Dessa forma, a postura em relação ao enfrentamento da crise do coronavírus poderá trazer os alicerces necessários para dar fôlego à economia. Ademais, a recuperação da sustentabilidade da dívida pública é outro tópico que terá que ser assertivo no pós-pandemia. Sendo assim, alcançar o superávit primário é uma das premissas básicas para promover, novamente, um crescimento acima da média do que tem sido observado nos anos 2010.

4. SÉRIES HISTÓRICAS DAS VARIÁVEIS ESCOLHIDAS

O presente trabalho abordará seis variáveis da economia agregada. Todos os dados são analisados de forma trimestral, ou seja, são mensurados de acordo com a variação trimestre contra trimestre.

A variáveis analisadas são o Produto Interno Bruto²⁶ deflacionado pelo IGP-DI²⁷, tendo como fonte o Banco Central do Brasil (Bacen); a produtividade da indústria de transformação²⁸ e o emprego²⁹, em que foram utilizadas as horas trabalhadas na indústria, com índice (média 2006 = 100), que tiveram como fonte a Confederação Nacional da indústria (CNI); o investimento³⁰, sendo utilizada a formação bruta de capital fixo deflacionada pelo IGP-DI, tendo como fonte o Instituto Brasileiro de Geografia e

²⁶ PIB, a valores correntes, mensal coletado entre outubro de 2002 e junho de 2020 no Banco Central do Brasil.

²⁷ IGP-DI mensal coletado entre dezembro de 2012 e junho de 2020, estabelecido pela Fundação Getúlio Vargas, Conjuntura Econômica, tendo como fonte IPEADATA.

²⁸ Produtividade na indústria, com periodicidade trimestral, coletado entre primeiro trimestre de 2003 e primeiro de 2020, tendo como fonte a Confederação Nacional da Indústria.

²⁹ Emprego, como horas trabalhadas na indústria, periodicidade mensal, coletado entre outubro de 2002 e junho de 2020, com média 2006=100. A fonte foi a Confederação Nacional da Indústria.

³⁰ Investimento, como formação bruta de capital fixo a valores correntes, periodicidade trimestral, extraída entre o terceiro trimestre de 2003 e o segundo de 2020. A fonte foi o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Estatística (IBGE); moeda³¹ em seu formato M1 (média do período), que corresponde aos depósitos à vista mais a moeda em poder do público, tendo como fonte o Banco Central do Brasil e salário mínimo real³², cuja fonte é o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

4.1. Cálculos feitos para obter a variação das séries

As variáveis PIB, emprego, moeda e salário mínimo real possuíam seus dados a nível mensal. Para obter as variações trimestrais, fez-se o acumulado das variações mensais em blocos de três meses.

Por fim, tanto a produtividade da indústria de transformação e a formação bruta de capital fixo possuíam séries trimestrais. Em ambos os casos, apenas foi calculada a variação em relação ao trimestre anterior.

Ao compilar as séries estatísticas, estabeleceu-se uma tabela que resume os dados amostrais. Como o trabalho analisará os trimestres entre o primeiro de 2003 e o segundo de 2020, a série de produtividade terá uma observação a menos que as demais, pois a CNI apenas disponibilizou dados até o primeiro trimestre de 2020.

Tabela 1 – Dados amostrais das séries

Variável	Observações	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
PIB	70	0,66%	4,79%	-10,08%	10,82%
produtividade	69	1,02%	2,97%	-6,80%	10,57%
emprego	70	0,08%	7,21%	-20,00%	11,94%
investimento	70	0,45%	5,99%	-15,51%	17,33%
salário	70	1,1%	4,7%	-5,12%	17,28%
M1	70	3,14%	9,09%	-13,72%	26,36%

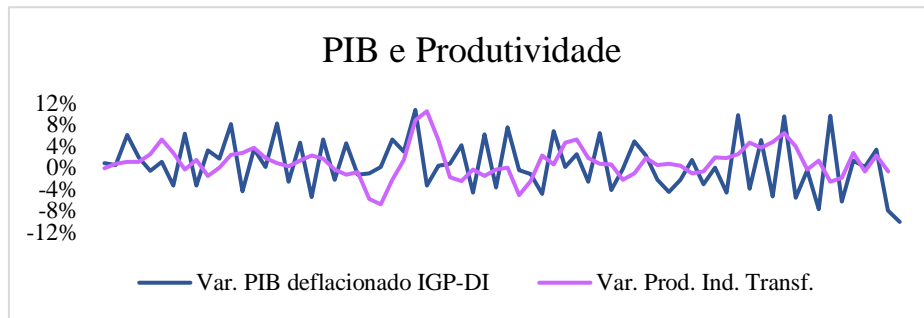
Fonte: Elaboração própria com base em dados do Bacen, CNI e IBGE

Além disso, ao se contrastar os movimentos das séries, foram feitos gráficos para conseguir nortear a análise estatística que será feita posteriormente.

³¹ Moeda, em seu formato m1 (papel-moeda em poder do público, média), coletado entre o outubro de 2002 e junho de 2020, tendo como fonte o Banco Central do Brasil.

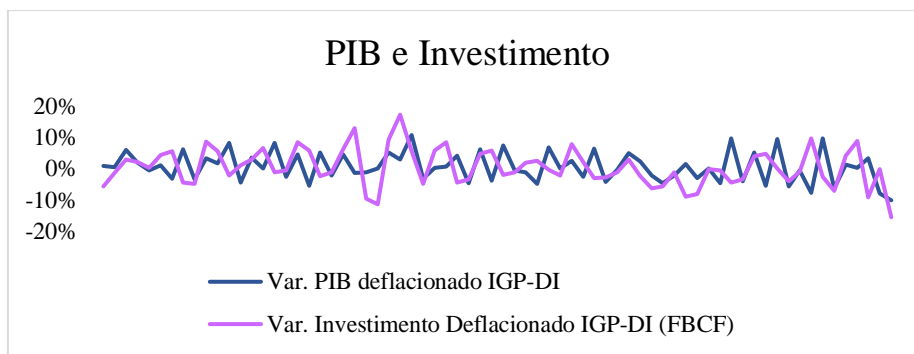
³² Salário mínimo mensal deflacionado pelo INPC, coletado entre outubro de 2002 e junho de 2020, tendo como fonte o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

Gráfico 4 – PIB e Produtividade



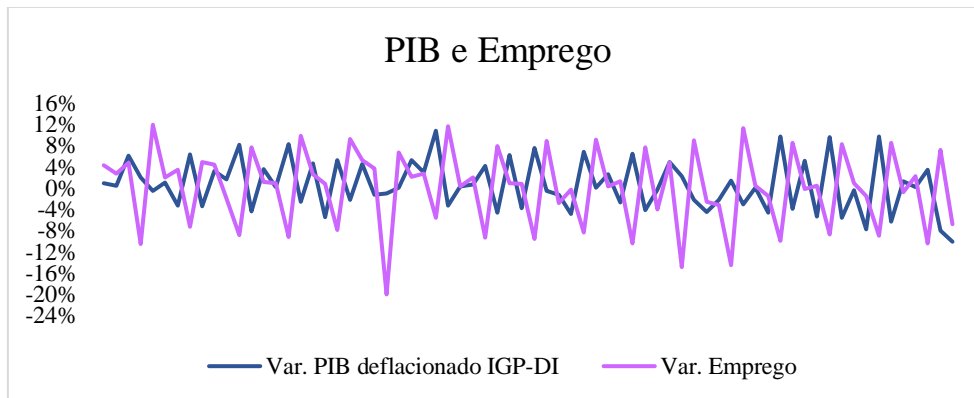
Fontes: Bacen e CNI.

Gráfico 5 – PIB e Investimento



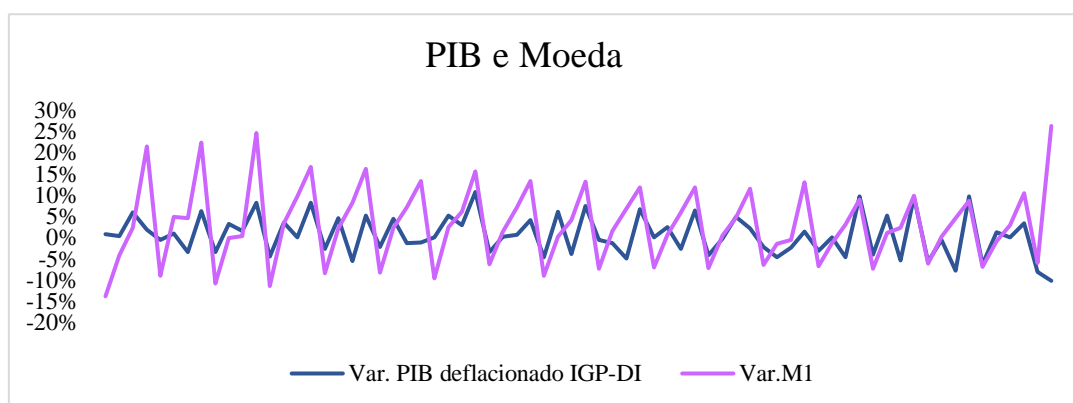
Fontes: Bacen e IBGE.

Gráfico 6 – PIB e Emprego



Fontes: Bacen e CNI.

Gráfico 7 – PIB e Moeda



Fontes: Bacen e IBGE.

Nota-se que as séries PIB e emprego apresentam um movimento, de certa forma, parecido, ao passo que PIB e produtividade apresentam comportamentos díspares em alguns períodos. Também pode-se perceber um impacto de algumas defasagens de diferença entre PIB e moeda e PIB e investimento.

4.2. Modelagem estatística escolhida e aplicações preliminares

O intuito deste trabalho é verificar empiricamente quais modelos de ciclos de negócios explicam as flutuações econômicas brasileiras entre o primeiro trimestre de 2003 e o segundo trimestre de 2020. Dentre esses modelos, verificar-se-ão as teorias dos Ciclos Reais de Negócios (RBC) e a Novo-Keynesiana. Para tanto, será utilizado o Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR) com intuito de analisar as respostas do produto a impulsos nas demais variáveis utilizadas.

Neste modelo várias séries - portanto, utiliza-se a denominação “vetores”, no plural - são modeladas em termo de seus próprios passados. Caso haja duas séries y_t e z_t , uma autorregressão vetorial consistirá em:

$$y_t = \delta_0 + a_1 y_{t-1} + \gamma_1 z_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \gamma_2 z_{t-2} + \dots \quad (1)$$

e

$$z_t = \eta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \rho_1 z_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \rho_2 z_{t-2} + \dots \quad (2)$$

em que cada equação contém um erro com valor esperado zero, dadas as informações passadas de y e z (WOOLDRIDGE, 2017).

É importante ressaltar que, para que tal análise seja feita com robustez, deve-se verificar se as séries utilizadas são estacionárias. Isso significa dizer que sua média e

variância são constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os dois períodos e não o tempo real ao qual a covariância é computada (GUJARATI, 2011).

4.2.1. Métodos de filtragem

Para que seja possível analisar apenas as flutuações dos agregados econômicos, é necessário que se remova o componente cíclico da tendência de cada série. Há diversos procedimentos de filtragem *in vogue* na literatura, como o filtro a partir da ordem de integração da série (PD), tendência linear média (TLM), ruído branco (RB), filtro de Beveridge e Nelson (BN), filtros Band-Pass e filtro de Hodrick-Prescott (HP).

Dependendo do filtro utilizado, pode-se obter resultados diferentes (Teles, Springer, Gomes, Paes e Cavalcanti, 2005). Entretanto, devido à robustez e para ir ao encontro dos trabalhos que embasam o presente trabalho, o filtro que será utilizado é o de Hodrick-Prescott, método empregado em trabalhos citados na revisão empírica sobre *real business cycles*. Ele esteve presente nos trabalhos de Kanczuk e Faria Jr. (2000), Ellery e Gomes (2005), Duda e Sampaio (2009) e Giannini, Dias e Dias (2009).

O filtro HP tem como intuito extrair a tendência, que é considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não-correlacionadas com o ciclo. De acordo com o estudo feito por Hodrick e Prescott, em 1981, uma dada série temporal, y_t , é a soma do componente de crescimento, g_t , e um componente cíclico, c_t :

$$y_t = g_t + c_t \quad (3) \text{ para } t = 1, \dots, T.$$

A medida de suavização de g_t é a soma dos quadrados de sua segunda diferença. O componente c_t representa desvios em relação de g_t e a estrutura conceitual aborda que, após vários períodos de tempo, as médias estão próximas a zero.

Dessa forma, o filtro HP tenta minimizar a seguinte expressão:

$$\min_{\{g_t\}} \{ \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t^T - g_{t-1}^T) - (g_{t-1}^T - g_{t-2}^T)]^2 \} \quad (4)$$

Em que $c_t = y_t - g_t$ e T é o tamanho da amostra. O parâmetro λ é um número positivo que penaliza a variabilidade da tendência. O valor sugerido por Hodrick e Prescott (1981) para dados trimestrais nos EUA é $\lambda = 1600$, o qual foi utilizado para o presente trabalho tendo em vista que as pesquisas utilizadas como base também utilizaram-no.

Esse procedimento será utilizado já que, a partir deste, extrai-se o componente tendencial e, ao subtrair a tendência da série com ajuste sazonal, obtêm-se os componentes cíclicos das séries.

4.2.2. Estacionariedade e testes de raiz unitária

Como foi abordado anteriormente, a comprovação de estacionariedade estabelece que as estatísticas R^2 , F e t das séries estejam dentro da normalidade. Novamente, há diversos testes que podem ser usados, como teste KPSS, Phillip-Perron, Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O intuito é aplicar mais de um teste, entretanto, que coincida com os que são utilizados na literatura.

Conforme foi feito em Giannini, Dias e Dias (2009), será aplicado o teste Phillip-Perron e, ao invés de Dickey-Fuller, será utilizado o teste Dickey-Fuller Aumentado, por possuir maior robustez empírica.

Tendo como base a equação:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

O teste de Dickey-Fuller consiste em testar a hipótese nula, $H_0: \theta = 0$, contra $H_1: \theta < 1$ e, caso a primeira seja aceita, a série possui raiz unitária e, por conseguinte, é não-estacionária.

Ao acrescentar uma defasagem de Δy_t , obtém-se:

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em que $|\gamma_1| < 1$. Dessa forma, pode-se adicionar ρ defasagens de Δy_t na equação para levar em conta a dinâmica do processo.

Esse teste baseia-se em testar a hipótese nula de uma raiz unitária e isso é feito através da execução da regressão de Δy_t sobre $y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-\rho}$. Com isso, realiza-se o teste t de θ . Ele é chamado de teste de Dickey-Fuller aumentado justamente porque a regressão foi aumentada com as alterações defasadas Δy_{t-k} . A inclusão das variações defasadas tem por objetivo retirar qualquer correlação serial em Δy_t . Entretanto, os valores críticos e a regra de rejeição são os mesmos que os utilizados no teste de Dickey-Fuller. Ou seja, sob H_0 , a distribuição do teste não é convencional, pois y_t não é estacionária (possui raiz unitária) (WOOLDRIDGE, 2017).

Ao se utilizar um modelo auto-regressivo, há perda de graus de liberdade. Dessa forma, Phillips e Perron (1988) utilizam os métodos estatísticos não-paramétricos para tratar da correlação serial nos termos de erro sem adicionar os termos de diferença defasados (GUJARATI, 2011).

Os autores do teste propõem uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, gerando uma estatística consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Sendo assim, essa proposta de correção não paramétrica também foi adotada no presente trabalho. Ademais, as equações estimadas, a interpretação e os testes designados são idênticos e análogos aos realizados em Dickey e Fuller.

4.2.3 Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)

O modelo de Vetores Auto-regressivos aborda causalidade multivariada (GUJARATI, 2011). Tendo em vista que várias variáveis serão abordadas no presente trabalho, a modelagem que melhor se adequa é o VAR.

Esta metodologia lembra superficialmente a modelagem das equações simultâneas no sentido de que se deve considerar muitas variáveis endógenas em conjunto. Entretanto, cada variável endógena é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados de todas as outras variáveis endógenas no modelo (GUJARATI, 2011).

É essencial, entretanto, é a decisão sobre o comprimento máximo de defasagem, k . Uma forma de decidir é utilizar critérios como Akaike e Schwarz e escolher qual modelo oferece os menores valores desses critérios (GUJARATI, 2011). Em Gianini, Dias e Dias (2009), foram utilizados cinco instrumentos: o teste de *likelihood ratio* (LR), o erro estimado final (FPE), o critério de informação de Akaike (AIC), o critério de informação de Hanna-Quin (HQIC) e o critério de informação de Schwarz (SBIC). É importante ressaltar que, para a escolha de cada defasagem, o método parcimonioso será adotado. Portanto, a escolha de menor quantidade de defasagens será prevalecida.

Para verificar a estabilidade do modelo, será feito um teste de raízes inversas de características polinomiais do VAR, baseado no teste de máximo valor (*eigenvalue*). Além disso, também será testada a normalidade dos resíduos do VAR através do teste Jarque-Bera, o qual calcula a assimetria e a curtose dos resíduos de MQO. Ambos os testes serão discutidos mais a fundo no tópico 5, de resultados.

4.2.4 Teste de Causalidade de Granger

Em séries temporais, eventos passados podem causar eventos presentes. Em termos mais gerais, uma vez que o futuro não pode prever o passado, se a variável X (Granger) causa a variável Y, variações em X deveriam preceder variações em Y. Portanto, em uma regressão de Y sobre outras variáveis (incluindo seus próprios valores passados), se houve inclusão dos termos passados ou defasados de X e ele aprimorar significativamente a previsão de Y, pode-se dizer que X (Granger) causa Y (GUJARATI, 2011). Valendo-se da equação:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (7)$$

A hipótese nula é $H_0: \alpha_i = 0, i = 1, 2, \dots, n$, ou seja, os termos defasados de X não pertencem à regressão. Para testar essa hipótese, aplica-se o teste F:

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)} \quad (8)$$

Que segue a distribuição F com m e (n-k) graus de liberdade. Nesse caso, m é igual ao número de defasagens de X e k é o número de parâmetros estimados na regressão irrestrita. Caso o valor calculado de F seja maior que o valor crítico de F ao nível de significância escolhido, a hipótese nula é rejeitada. Sendo assim, os termos de defasagens de X pertencerão à regressão. Isso significa que X causa Y (GUJARATI, 2011). Similarmente ao que foi feito em Giannini, Dias e Dias (2009), o teste de Causalidade de Granger também será utilizado no presente trabalho para atestar causalidade entre as variáveis.

4.2.5 Análise Impulso-Resposta

Assim como foi aplicada no trabalho de Giannini, Dias e Dias (2009), esse teste é muito importante para que se verifique a validade das teorias novo-keynesianas e de ciclos reais de negócios de acordo com a resposta das variáveis em relação a choques exógenos.

Tendo em vista que os coeficientes individuais nos modelos estimados VAR são frequentemente difíceis de interpretar, utiliza-se a função de resposta a impulso (ou *impulse response function* – IRF). A IRF simula a reação de uma variável decorrente de um choque exógeno sobre uma determinada variável do modelo, com um impacto do tamanho de um desvio-padrão. Ela delinea a resposta da variável dependente no sistema VAR aos choques nos termos de erro. Sendo assim, essa função analisa o impacto de

choques que aconteceram por vários períodos no futuro. Portanto, ela é imprescindível para a análise VAR (GUJARATI, 2011).

Na tabela 2, há um resumo sobre quais testes serão aplicados e sua respectiva função empírica.

Tabela 2 – Resumo dos testes aplicados

Teste a ser aplicado	Função
Filtro de Hodrick-Prescott	Extrair a tendência, que é considerada estocástica, mas com variações suaves ao longo do tempo e não-correlacionadas com o ciclo (HODRICK, PRESCOTT, 1981).
Teste Dickey-Fuller Aumentado	Comprovar a estacionariedade da série, testando a hipótese nula de uma raiz unitária. Isso é feito através da execução da regressão de Δy_t sobre $y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-p}$. (WOOLDRIDGE, 2017).
Teste Phillip-Perron	Comprovar a estacionariedade da série, utilizando métodos estatísticos não-paramétricos para tratar da correlação serial nos termos de erro sem adicionar os termos de diferença defasados (GUJARATI, 2011).
Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR)	Aborda causalidade multivariada. Cada variável endógena é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados de todas as outras variáveis endógenas no modelo (GUJARATI, 2011).
Teste de Estabilidade do VAR	É um teste de raízes inversas de características polinomiais do VAR, baseado no teste de máximo valor. Pode-se afirmar que o valor é estável desde que todos os valores observados sejam menores, em módulo, que 1 (STATACORP, 2005).
Teste Jarque-Bera	Verifica a normalidade dos resíduos do VAR. É um teste assintótico ou de amostra grande e calcula a assimetria e a curtose dos resíduos de MQO (GUJARATI, 2011).
Teste de Causalidade de Granger	Aborda causalidade uni e bilateral de variáveis endógenas nos modelos abordados (GUJARATI, 2011).
Análise de Impulso-Resposta	Simula a reação de uma variável decorrente de um choque exógeno sobre uma determinada variável do modelo, com um impacto do tamanho de um desvio-padrão (GUJARATI, 2011)

Fontes: Citadas na tabela. Elaboração própria.

5. RESULTADOS FINAIS

5.1. Abordagens técnicas e suavização de séries temporais

As séries temporais possuem componentes, como tendência, sazonalidade, ciclo e termo de erro. O intuito, no presente trabalho, é discutir e analisar os comportamentos do ciclo, especificamente.

Sabendo-se isso, o primeiro passo para fazer a análise econométrica final foi decompor as séries temporais de forma a obter o comportamento dos seus respectivos

componentes. Com isso, foi utilizada a função *decompose* do RStudio. Por conseguinte, todas as séries apresentavam sazonalidade, exceto a de salário mínimo real e a de produtividade da indústria de transformação, a qual já tinha sido dessazonalizada na fonte.

Dessa forma, nas demais séries, foi utilizada a função *seas* do pacote *seasonal*, uma interface para o teste X-13-ARIMA-SEATS, *software* desenvolvido pela US Census Bureau. É importante ressaltar que a fase de dessazonalização foi feita no software RStudio, entretanto, as fases subsequentes de análise foram executadas no EViews.

Ao se dessazonalizar, estabeleceu-se a variação mensal das séries. Como o objetivo é dar continuidade, no quesito temporal, ao trabalho de Giannini, Dias e Dias (2009), acumulou-se as variações mensais para obter as variações trimestrais.

Ademais, foi-se estabelecido o filtro Hodrick-Prescott para extrair a tendência das séries temporais. Esse método foi utilizado em todas as séries para, no fim, obter o ciclo de cada uma delas. Na tabela 3, observa-se as variáveis de ciclo obtidas após a adoção do filtro.

Tabela 3 – Variáveis cíclicas

Variável	Descrição
ciclopib	Componente cíclico do Produto Interno Bruto
cicloinvestimento	Componente cíclico da formação bruta de capital fixo
cicloemprego	Componente cíclico das horas trabalhadas
cicloml	Componente cíclico da moeda
cicloprodutividade	Componente cíclico da produtividade
ciclosalmin	Componente cíclico do salário mínimo real

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

Tabela 4 – Características dos ciclos de negócios brasileiros

Variável	Volatilidade ³³	Co-movimento ³⁴
ciclopib	0,0174	1
cicloinvest	0,0269	0,496
cicloemprego	0,0187	0,548
ciclosalmin	0,0301	-0,247
cicloprodutividade	0,0198	0,167
ciclom1	0,0282	0,362

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

A partir da análise do co-movimento, pode-se chegar à conclusão de que as variáveis cíclicas do investimento, emprego, produtividade e M1 são pró-cíclicas. Em contrapartida, a variável cíclica do salário mínimo pode ser considerada anti-cíclica.

Foram escolhidos quatro modelos para contrastar os efeitos das variáveis cíclicas e, assim sendo, averiguar qual corrente de pensamento econômico melhor se adequa para explicar a economia brasileira no período especificado.

O primeiro modelo tem o intuito de demonstrar o efeito dos choques tecnológicos e da moeda sobre o produto. O segundo tem como objetivo inferir o efeito do ciclo da moeda, do emprego e do investimento sobre o ciclo dos salários. Já o terceiro demonstra o impacto da moeda, do emprego e da formação bruta de capital fixo em relação ao emprego. Por fim, o quarto modelo tenta captar o efeito das mudanças de produtividade, ou seja, mudanças tecnológicas sobre a economia. Sabendo-se que o intuito do presente trabalho é ir além no quesito temporal em relação a Giannini, Dias e Dias (2009), os modelos utilizados neste estudo são iguais aos que foram usados no trabalho citado.

³³ Volatilidade significa o desvio-padrão do componente cíclico.

³⁴ Co-movimento estabelece a correlação da variável cíclica com a variável cíclica do PIB. A partir dele, consegue-se avaliar se uma variável é pró-cíclica, acíclica e anticíclica.

Tabela 5 - Apresentação dos modelos

Modelo	Variável Dependente	Variáveis explicativas
1	ciclopib	ciclopib, cicloprodutividade e ciclom1
2	ciclosalmin	ciclosalmin, ciclom1, cicloinvestimento e cicloemprego
3	cicloemprego	cicloemprego, ciclom1, ciclosalmin e cicloinvestimento
4	cicloemprego	cicloemprego e cicloprodutividade

Fonte: Giannini, Dias e Dias (2009). Elaboração própria.

Seguindo a lógica de testes, foram realizados dois testes de raiz unitária: Dickey Fuller Aumentado e Phillips-Perron. Para todas as séries, a estatística t de ambos os testes se revelou maior, em módulo, que os valores críticos. Portanto, as séries não possuem raiz unitária e, por conseguinte, são estacionárias. Isso significa que todas apresentam média e variância constantes ao longo do tempo. Sendo assim, pode-se obter resultados robustos utilizando modelos econométricos de séries temporais.

Para a escolha do número ótimo de *lags* do modelo de vetores auto-regressivos (VAR), foram utilizados cinco critérios: o teste de *likelihood ratio* (LR), o erro estimado final (FPE), o critério de informação de Akaike (AIC), o critério de informação de Hanna-Quin (HQIC) e o critério de informação de Schwarz (SBIC), os quais são gerados pelo próprio *software*.

Tabela 6 – Seleção de defasagens (modelos 1 a 4)

Número de defasagem ótima por critério						
Modelo	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC	Número de defasagens escolhido
1	2	2	2	1	2	1
2	4	4	4	0	0	4
3	4	4	4	0	0	4
4	4	5	5	1	1	1

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria.

O critério para escolha das defasagens foi de acordo com o menor número que obteve significância, excetuando-se o caso dos modelos 2 e 3 pelo fato de não poder ser realizado um modelo de vetores auto-regressivos de defasagem 0, com base em Giannini, Dias e Dias (2009). Nos demais, o método parcimonioso foi adotado.

5.2. Teste de causalidade de Granger

Para verificar se, dados os valores defasados de y, os valores de x são úteis na previsão de y, utiliza-se o teste de causalidade de Granger. Com isso, ele foi adotado para cada um dos modelos. Nesse teste, verifica-se a hipótese nula: a variável endógena não causa, no sentido Granger, a variável dependente, de acordo com a equação. Caso a probabilidade seja menor que 0,05, rejeita-se a hipótese nula.

Tabela 7 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 1

Variável dependente: ciclopib				
Hipótese nula	Chi2	df	Probabilidade	
cicloprodutividade não causa no sentido de Granger ciclopib	0,32713	1	0,5674	
ciclom1 não causa no sentido de Granger ciclopib	4,23721	1	0,0395	
Todas não causam no sentido de Granger ciclopib	4,23823	2	0,1201	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. Número de defasagens: 1

Nota-se, na Tabela 7, que o ciclo da moeda causa, no sentido Granger, o ciclo do PIB. Entretanto, não se pode afirmar o mesmo do ciclo da produtividade. É importante ressaltar, entretanto, que no caso do ciclo da produtividade o número de observações é reduzido, o qual estava disponível até o primeiro trimestre de 2020. Este resultado está de acordo com o que Giannini, Dias e Dias (2009) obtiveram em seu trabalho, entretanto, eles utilizaram duas defasagens.

Tabela 8 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 2

Variável dependente: ciclosalmin				
Hipótese nula	Chi2	df	Probabilidade	
ciclom1 não causa no sentido de Granger ciclosalmin	5,28036	4	0,2597	
cicloinvestimento não causa no sentido de Granger ciclosalmin	0,66021	4	0,9561	
cicloemprego não causa no sentido de Granger ciclosalmin	5,44262	4	0,2448	
Todas não causam no sentido de Granger ciclosalmin	14,7844	12	0,2534	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. Número de defasagens: 4

O intuito desse segundo modelo foi mensurar o efeito do ciclo da moeda sobre os ciclos dos salários. Os resultados podem ser vistos na Tabela 8. Entretanto, não se pôde recusar a hipótese nula em nenhum dos casos. Esse resultado difere do que foi elucidado no trabalho de Giannini, Dias e Dias (2009). No entanto, a variável utilizada neste trabalho foi a do salário mínimo real e naquele foi a do rendimento real médio dos ocupados e dos assalariados no trabalho principal da região metropolitana de São Paulo.

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 3

Variável dependente: cicloemprego				
Hipótese nula	Chi2	df	Probabilidade	
ciclosalmin não causa no sentido de Granger cicloemprego	2,14719	4	0,7087	
ciclom1 não causa no sentido de Granger cicloemprego	0,61908	4	0,9609	
cicloinvest não causa no sentido de Granger cicloemprego	3,32068	4	0,5057	
Todas não causam no sentido de Granger ciclosalmin	14,7844	12	0,8921	

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. Número de defasagens: 4

Assim como no modelo anterior, e tendo em vista os dados apresentados na Tabela 9, não se pôde rejeitar nenhuma das hipóteses nulas atribuídas ao modelo 3. No estudo de Giannini, Dias e Dias (2009), a moeda causava emprego com 94,5% de probabilidade no

sentido de Granger e a renda causa emprego com 96,6% de probabilidade. O presente estudo vai ao encontro do citado em que a formação bruta de capital fixo não causa emprego, no sentido de Granger.

Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger – Modelo 4

Variável dependente: cicloemprego			
Hipótese nula	Chi2	df	Probabilidade
cicloprodutividade não causa no sentido de Granger cicloemprego	3,82118	1	0,0506
Todas não causam no sentido de Granger ciclo emprego	3,82118	1	0,0506

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. Número de defasagens: 1

Com esse resultado disposto na Tabela 10, pode-se dizer que mudanças tecnológicas, ou seja, choques de produtividade, causam, no sentido de Granger, o ciclo de emprego (horas trabalhadas) com cerca de 95% de probabilidade. Esse resultado também é similar ao obtido por Giannini, Dias e Dias (2009).

5.3. Teste de estabilidade do VAR

Para todos os modelos especificados, foi feito um teste de raízes inversas de características polinomiais do VAR. Esse teste baseia-se no teste de máximo valor (*eigenvalue*). De acordo com a matriz estabelecida, pode-se afirmar que o modelo é estável desde que todos os valores observados sejam menores, em módulo, que 1 (STATACORP, 2005). Por conseguinte, todos os modelos podem ser considerados estáveis. Isso significa afirmar as funções impulso-resposta e as decomposições dos erros estimados possuem interpretações conhecidas.

5.4. Teste de normalidade dos resíduos do VAR – Jarque-Bera

Segundo Gujarati (2011), o teste de normalidade Jarque-Bera é um teste assintótico ou de amostra grande. Ele se baseia nos resíduos de MQO. Além disso, calcula a assimetria e a curtose dos resíduos de MQO e, por conseguinte, usa o teste estatístico:

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (11),$$

em que n é o tamanho da amostra, S é o coeficiente de assimetria e K , o coeficiente de curtose.

Dessa forma, sob a hipótese nula, os resíduos são normalmente distribuídos. Ao fazer esse teste para os quatro modelos estabelecidos, a hipótese de normalidade conjunta dos erros foi rejeitada em todos eles.

Isso pode ser justificado pela quantidade de observações do modelo, a qual pode não ser considerada uma amostra grande o suficiente para garantir normalidade dos resíduos, tendo em vista as defasagens aplicadas pelo modelo de vetores auto-regressivos. Esse resultado foi o mesmo obtido no estudo de Giannini, Dias e Dias (2009).

5.5. Aplicação do Modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR)

O modelo de vetores auto-regressivos (VAR) foi aplicado em cada um dos modelos que foram especificados anteriormente. O teste de causalidade de Granger foi exposto previamente tendo em vista que facilita o entendimento dos coeficientes estimados pelo modelo.

Tabela 11 – Resultado do VAR para o modelo 1

	CICLOPIB	CICLOPRODUTIVIDADE	CICLOM1
CICLOPIB(-1)	-0,337 (-2,8061)*	0,3144 (3,178)*	0,0136 (-0,172)
CICLOPRODUTIVIDADE(-1)	0,0665 (-0,5719)	0,548 (5,46179)*	0,093 (-1,172)
CICLOM1(-1)	-0,379 (-2,0584)**	0,0939 -0,5986	0,189 (-1,508)

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. * 1% de significância, ** 5% de significância e *** 10% de significância. Constante não significativa.

Esse modelo, apresentado na Tabela 11, tenta mostrar os efeitos de choques tecnológicos e monetários sobre o PIB. Dessa forma, consegue-se observar que os choques monetários causam impactos no PIB, a 5% de significância. Isso corrobora a tese novo-keynesiana de não-neutralidade da moeda no curto prazo.

Entretanto, não se pode confirmar, em princípio, a hipótese novo clássica de choques tecnológicos causarem impactos no produto, tendo em vista que seus coeficientes

não foram significantes. Nesse VAR, o número de observações é menor tendo em vista que a variável produtividade apenas foi obtida até o primeiro trimestre de 2020

Tabela 12 – Resultado do VAR para o modelo 2

	CICLOSALMIN	CICLOM1	CICLOINVEST	CICLOEMPREGO
CICLOSALMIN(-1)	-0,355 [-2.79037] *	0,126 [0.76653]	0,021 [0.10885]	0,005 [0.04162]
CICLOSALMIN(-2)	-0,369 [-3.04441] *	0,121 [0.77126]	0,147 [0.79731]	0,121 [0.94973]
CICLOSALMIN(-3)	-0,316 [-2.55479] **	-0,025 [-0.15856]	0,253 [1.33656]	0,069 [0.53419]
CICLOSALMIN(-4)	0,416 [3.61328] *	0,105 [0.70280]	0,162 [0.91940]	0,106 [0.87718]
CICLOM1(-1)	0,11 [0.54809]	0,1 [0.40762]	0,1 [0.35623]	0,12 [0.60717]
CICLOM1(-2)	0,071 [0.36043]	0,172 [0.66891]	0,428 [-1.40832]	0,039 [-0.18799]
CICLOM1(-3)	-0,477 [-2.20582]**	-0,353 [-1.25908]	-0,083 [-0.25075]	-0,084 [-0.36775]
CICLOM1(-4)	-0,11 [-0.50578]	-0,338 [-1.15841]	0,367 [1.06571]	0,102 [0.43262]
CICLOINVEST(-1)	0,061 [-0.46102]	0,227 [1.31147]	0,257 [-1.25848]	0,103 [-0.73083]
CICLOINVEST(-2)	0,084 [-0.64859]	0,262 [-1.56416]	0,0133 [0.06742]	0,215 [1.57735]
CICLOINVEST(-3)	0,01 [0.07719]	0,187 [1.10054]	0,0369 [-0.18356]	0,0545 [-0.39302]
CICLOINVEST(-4)	0,0465 [-0.37773]	0,007 [0.04430]	0,116 [0.61939]	0,0715 [0.54934]
CICLOEMPREGO(-1)	0,359 [-2.12998] **	0,321 [-1.46881]	0,664 [2.57297] **	0,028 [0.16065]
CICLOEMPREGO(-2)	0,0395 [0.20355]	0,109 [0.43697]	0,0723 [0.24336]	0,0863 [-0.42122]
CICLOEMPREGO(-3)	0,0112 [-0.05866]	0,249 [1.00063]	0,442 [-1.50330]	0,173 [-0.85427]
CICLOEMPREGO(-4)	0,099 [-0.54551]	0,3146 [-1.32538]	0,2855 [-1.01803]	0,208 [-1.07732]

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. * 1% de significância, ** 5% de significância e *** 10% de significância. Constante não significativa.

Observando a Tabela 12, excetuando-se os impactos da variável salário mínimo nela mesma, os únicos coeficientes que se apresentaram significantes, a 5%, foram o do ciclo do emprego com uma defasagem e o do ciclo da moeda com três defasagens. É

importante reiterar que tanto o ciclo da moeda, como o do emprego e o do investimento não apresentaram significância no teste de Causalidade de Granger.

Tabela 13 – Resultado do VAR para o modelo 3

	CICLOEMPREGO	CICLOM1	CICLOSALMIN	CICLOINVEST
CICLOEMPREGO(-1)	0,34 [-1.96286] **	0,49 [-2.10255] **	0,301 [-2.60218] *	0,778 [2.79856] *
CICLOEMPREGO(-2)	0,207 [-0.91933]	0,246 [-0.81541]	0,181 [-1.20993]	0,404 [1.12136]
CICLOEMPREGO(-3)	0,096 [-0.45151]	0,044 [-0.15399]	0,221 [-1.55106]	0,208 [-0.60794]
CICLOEMPREGO(-4)	0,036 [-0.20339]	0,106 [-0.43763]	0,19 [-1.57673]	0,236 [-0.81869]
CICLOM1(-1)	0,218 [1.07154]	0,227 [-0.83063]	0,097 [-0.71921]	0,36 [1.10704]
CICLOM1(-2)	0,049 [0.24542]	0,306 [1.12277]	0,143 [1.05467]	0,399 [-1.22774]
CICLOM1(-3)	0,136 [-0.66799]	0,112 [0.41054]	0,273 [-2.00855] **	0,147 [-0.44999]
CICLOM1(-4)	0,089 [-0.43282]	0,598 [-2.15207] **	0,163 [1.18105]	0,174 [0.52677]
CICLOSALMIN(-1)	0,262 [-1.22601]	0,18 [-0.62769]	0,006 [-0.04684]	0,122 [0.35876]
CICLOSALMIN(-2)	0,139 [0.69121]	0,046 [-0.16999]	0,168 [-1.24739]	0,568 [1.75882] ***
CICLOSALMIN(-3)	0,128 [0.59405]	0,106 [-0.36662]	0,276 [-1.92486] ***	0,69 [2.00090] **
CICLOSALMIN(-4)	0,058 [-0.26994]	0,091 [0.31662]	0,023 [-0.16096]	0,199 [-0.57863]
CICLOINVEST(-1)	0,026 [-0.20628]	0,326 [1.91998] ***	0,064 [0.76384]	0,294 [-1.45354]
CICLOINVEST(-2)	0,187 [1.55531]	0,237 [-1.47380]	0,042 [0.52358]	0,012 [-0.06262]
CICLOINVEST(-3)	0,0649 [-0.56316]	0,337 [2.17799] **	0,109 [1.42712]	0,155 [-0.84301]
CICLOINVEST(-4)	0,0628 [0.60401]	0,103 [-0.74294]	0,0148 [0.21364]	0,121 [0.72646]

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. * 1% de significância, ** 5% de significância e *** 10% de significância. Constante não significativa.

Como pôde ser observado na tabela 13, não houve impacto das variáveis explicativas no ciclo do emprego. Isso corrobora a análise feita previamente no teste de Causalidade de Granger, o qual não atestou significância a nenhuma das variáveis cíclicas.

Tabela 14 – Resultado do VAR para o modelo 4

	CICLOEMPREGO	CICLOPRODUTIVIDADE
CICLOEMPREGO(-1)	0,125 [-0.97422]	0,313 [2.39147] **
CICLOPRODUTIVIDADE(-1)	0,202 [1.95478] ***	0,474 [4.49698] **

Fonte: Dados do trabalho. Elaboração própria. * 1% de significância, ** 5% de significância e *** 10% de significância. Constante não significativa.

Ao obter-se o resultado dos coeficientes do VAR, pode-se reiterar a hipótese novo-keynesiana de que ciclos monetários podem gerar impactos em variáveis reais, como pôde ser visto anteriormente na tabela 11. No caso do presente trabalho, a variável real afetada foi o ciclo do PIB.

Tendo em vista os resultados mostrados na Tabela 14, parece haver também suporte – mesmo que apenas a 10% de significância estatística - para a hipótese novo-clássica de que choques de produtividade afetam a variável real emprego. Entretanto, este impacto não foi percebido na variável cíclica do PIB, mas somente na variável cíclica do emprego. Esse resultado assemelha-se com o encontrado por Giannini, Dias e Dias (2009).

5.6. Análise de Impulso-Resposta

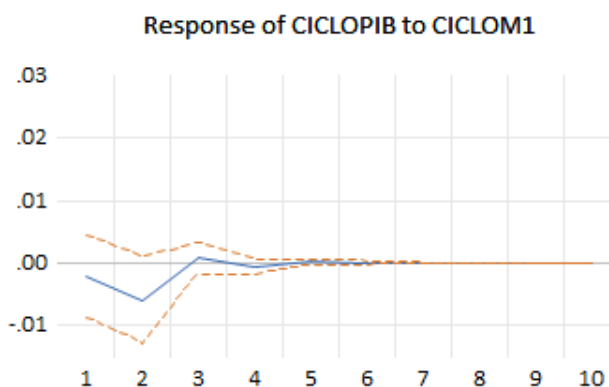
Essa análise mostra a reação de uma variável decorrente de um choque exógeno sobre outra determinada variável do modelo estimado, levando em conta um impacto de tamanho de um desvio-padrão (GUJARATI, 2011)

Nas figuras 1, 2, 3 e 4, há a demonstração desses choques. Ao analisar a figura 1, percebe-se que a moeda causa efeitos negativos no PIB até meados do terceiro período e, a partir de então, estes tornam-se neutros.

Já a figura 2 mostra o impacto do choque monetário sobre outra variável, como o salário mínimo: o efeito provocado a esta variável sofre inversões ao longo dos dez períodos, sendo, inicialmente, positivo.

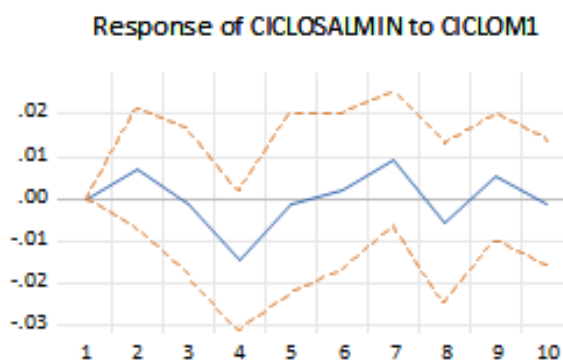
Assim sendo, a imagem 3 mostra os efeitos dos choques monetários sobre o emprego. Primeiramente, ocorre um impacto positivo, mas logo se torna praticamente nulo, tendo em vista que os próprios coeficientes do VAR se apresentaram não significantes. Já em relação à imagem 4, o efeito do choque tecnológico no emprego é positivo até o quinto período e depois é suavizado até se tornar neutro.

Figura 1 – Choque monetário sobre o PIB



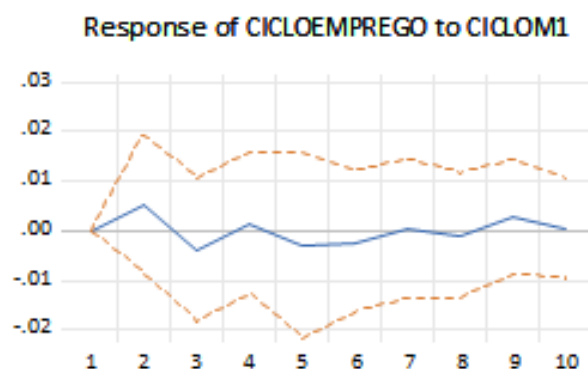
Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

Figura 2 – Choque monetário sobre salário mínimo real



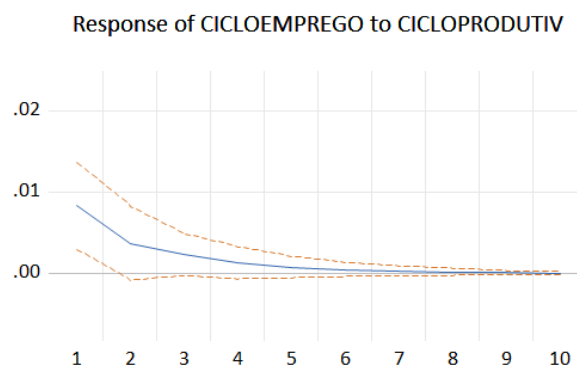
Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

Figura 3 – Choque monetário sobre o emprego



Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

Figura 4 – Choque de produtividade sobre o emprego



Fonte: Dados do trabalho. Elaboração: EViews

6. CONCLUSÕES E COMENTÁRIOS FINAIS

A partir do exposto, pôde-se inferir que as variáveis cíclicas do investimento, emprego, produtividade e M1 apresentaram-se como pró-cíclicas e a variável cíclica do salário mínimo como anticíclica.

Ao contrastar o resultado obtido no presente trabalho com o de Giannini, Dias e Dias (2009), neste último, as variáveis emprego e salário real foram consideradas acíclicas. Os autores justificaram os coeficientes de correlação linear próximos de zero dessas variáveis em relação ao produto como indícios da presença de rigidezes de preços.

Além disso, verificou-se, no presente trabalho, que ambas as teorias dos Ciclos Reais de Negócios e Novos Keynesianos se adequam para explicar, em parte, os ciclos

de negócios brasileiros. Ao passo que pôde ser observado o impacto de choques tecnológicos em variáveis reais, como o emprego, pôde-se verificar o impacto de choques monetários na variável produto.

Essa constatação alinha-se com a feita por Giannini, Dias e Dias (2009). Entretanto, ao passo que no presente trabalho não se pôde afirmar impacto dos choques monetários nas demais variáveis, como emprego e salário mínimo, por sua vez, no trabalho citado, foi-se constatado que a moeda causa no sentido de Granger tanto o emprego quanto os salários.

É importante ressaltar que este estudo avança 13 anos em relação ao de Giannini, Dias e Dias (2009) e diversos fatores tanto da economia doméstica quanto da mundial mudaram consideravelmente, como foi abordado na seção 2 do presente trabalho. Portanto, isso pode justificar a divergência dos resultados obtidos em relação aos do estudo citado.

Ademais, cada teoria dos ciclos de negócios explicam um pedaço, mas não em sua completude, as variações de produto e emprego da economia brasileira. Portanto, as informações obtidas com essa análise são complementares na explicação dos ciclos de negócio no Brasil.

Futuras pesquisas podem fazer uma análise de defasagens ideais do VAR. Com isso, será possível fazer um contraste entre os possíveis resultados obtidos e os do presente trabalho e analisar qual tem melhor aderência ao caso brasileiro. Além disso, pode ser feito um aprofundamento do resultado obtido no modelo 4, em que choques tecnológicos sugerem impacto no emprego, em futuros trabalhos.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARKELOF, A. G. e YELLEN, L., J. **A near Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia**. Quarterly Journal of Economics, 1985.

AZARIADIS, C. **Implicit contracts and underemployment equilibria**. Journal of Political Economy, 83: 1183-1202, 1975.

BAILY, N., M. **Wages and Employment Under Uncertain Demand**. Review of Economic Studies, 1974.

- BALL, L.; ROMER, D. **Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money**. The Review of Economic Studies, v. 57, n. 2, abril, 1990.
- BANCO NACIONAL DO DESENVOLVIMENTO. **Taxa de juros de longo prazo**. Disponível em:
<<https://www.bndes.gov.br/wps/portal/site/home/financiamento/guia/custos-financeiros/taxa-juros-longo-prazo-tjlp>>. Acesso em: 1 de março de 2020.
- BARBOSA, N.H. **Latin America: Counter-cyclical policy in Brazil**. Journal of Globalization and Development, v.1, n.1, 2010.
- BARRO, R. **Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States**. Journal of Political Economy, 1978.
- BOLSONARO, Jair Messias. **O caminho da prosperidade**. Proposta de plano de governo, Brasil, 2018.
- BOMBONATI, D., R. **Os ciclos econômicos e a indústria: uma abordagem recente para a economia brasileira**. 2016. Dissertação de Mestrado, Pontifícia Universidade Católica de São Paulo, Departamento de Economia, São Paulo, 2016.
- BRASIL. 30 de dezembro de 2015. **Lei 13.342. Lei de Diretrizes Orçamentárias para 2016**.
- BRASIL. 15 de dezembro de 2016. **Emenda Constitucional 241/55. PEC do Teto de Gastos**.
- BRASIL. 12 de novembro de 2019. **Emenda Constitucional nº 103. Reforma da Previdência**.
- BRASIL. Petrobrás. **Revisão da política de preços de diesel e gasolina**. Disponível em: <<https://petrobras.com.br/fatos-e-dados/revisao-da-politica-de-precos-de-diesel-e-gasolina.htm>>. Acesso em: 7 de março de 2020.
- BRASIL. 3 de setembro de 2020. **Medida Provisória nº 1000 de 2020. Auxílio emergencial residual para enfrentamento da emergência de saúde pública de importância internacional decorrente do coronavírus (covid-19)**. Disponível em: <<https://www.congressonacional.leg.br/materias/medidas-provisorias/-/mpv/144497>>. Acesso em: 9 de setembro de 2020.

- BURNS, A. e MITCHELL, W. **Measuring Business Cycles**. New York National Bureau of Economic Research, 1947.
- CODACE. **Comunicado de 30 de outubro de 2017**. Comitê de Datação de Ciclos Econômicos, FGV, 2017.
- CORSI, F. L. . **A política econômica do governo Dilma. Baixo crescimento e recessão**. Revista Novos Rumos , v. 53, p. 106-117, 2016.
- DEL PINO, R. **Observatorio sobre el ciclo económico en España. Determinantes del ciclo económico em 2018**. Fundación Rafael Del Pino, Espanha, 2019.
- DUDA, F. e SAMPAIO, A.V. **Análise das flutuações econômicas no Brasil, de 1991 a 2008, a partir dos modelos RBC**. Revista de Economia e Agronegócio, Viçosa, v.7, n.2, p.151-172, 2009
- ELLERY, JR., R. GOMES, V. **Ciclo de Negócios no Brasil Durante o Século XX – Uma Comparação com Evidência Internacional**. Revista Economia, vol. 6, n.1, pp. 45-66, jan/jul. 2005.
- ENGLE, R. F.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J. F. **Exogeneity**. Econometrica, v. 51, p. 277-304, 1983.
- FISCHER, S. **Long Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule**, Journal of Political Economy, 1977.
- FRIEDMAN, M. **The Role of Monetary Policy**. American Economic Review, 1968.
- GIANNINI, F. A.; DIAS, M. H. A.; DIAS, J. **Ciclos de negócios: Um estudo empírico para as flutuações da economia brasileira entre 1992 e 2007**. ENCONTRO DA ANPEC, 37., 2009, Foz do Iguaçu. Anais do XXXVII Encontro Nacional de Economia, Foz do Iguaçu, 2009.
- GONÇALVES, R. **Desenvolvimento às avessas**. Rio de Janeiro: LTC, 2013.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**, 5. ed. Bookman: Porto Alegre, 2011.
- HODRICK, R.; PRESCOTT, E. C. (1997). **Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation**. Journal of Money, Credit, and Banking, 1997.

KANCZUK, F. e FARIA, JR. F. **Ciclos Reais para a Indústria Brasileira**. Estudos Econômicos, vol. 30, n. 2, pp. 335-350, 2000.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais**. Séries históricas. Disponível em:

<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=series-historicas&utm_source=landing&utm_medium=explica&utm_campaign=pib#evolucao-taxa>. Acesso em: 5 de março de 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais Trimestrais**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/5932>>. Acesso em: 5 de março de 2020.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Índice de Preços do Consumidor Amplo**. Séries históricas. Disponível em:

<<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=series-historicas>>. Acesso em: 1 de março de 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Taxa de Juros Nominal Overnight**. Disponível em:

<<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38402>>. Acesso em: 1 de março de 2020.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Horas trabalhadas na indústria**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 1 de março de 2020.

LINDBECK, A. e SNOWER, D. **The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment**, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1988.

LONG, B., J., JR. e PLOSSER, C. **Real Business Cycles**. Journal of Political Economy, 1983.

LUCAS, R. **Econometric Policy Evaluation: A Critique**. In Brunner, K.; Meltzer, A. (eds.). The Phillips Curve and Labor Markets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. 1. New York: American Elsevier. pp. 19–46, 1976.

MANKIWI, G., N. **Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly**. Quarterly Journal of Economics, 1985.

MEDIDAS econômicas na crise do coronavírus: veja perguntas e respostas. G1, 2020. Disponível em: <<https://g1.globo.com/economia/noticia/2020/04/03/medidas-economicas-na-crise-do-coronavirus-veja-perguntas-e-respostas.ghtml>>. Acesso em: 9 de setembro de 2020.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Impacto da greve dos caminhoneiros na economia**. Disponível em: <<http://www.fazenda.gov.br/noticias/2018/junho/greve-dos-caminhoneiros-impacta-a-economia-em-cerca-de-r-15-9-bilhoes>>. Acesso em: 1 de março de 2020.

MINISTÉRIO DA ECONOMIA. **Reforma da previdência é justa e favorece os mais pobres**. Disponível em: <<http://www.economia.gov.br/central-de-conteudos/apresentacoes/2019/nova-previdencia-e-justa-e-favorece-os-mais-pobres.pdf>>. Acesso em: 1 de março de 2020.

NUNES, Fernanda. LUNA, Denise. TOMAZELA, José Maria. FERNANDES, Adriana.

OREIRO, José L. **A armadilha juros-câmbio: a continuidade do desequilíbrio macroeconômico brasileiro**. Disponível em: <<https://jlcureiro.wordpress.com/2014/04/04/a-armadilhajuros-cambio-a-continuidade-do-desequilibrio-macroeconomico-brasileiro/>>, 2014. Acesso em: 8 de setembro de 2020.

PIRES, M. **Política fiscal e ciclos econômicos: teoria e experiência recente**. Rio de Janeiro, Elsevier: FGV, 2017.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**. Biometrika. 75 (2): 335–346, 1988.

SACHS, J.D. & LARRAIN., F. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books, 2000.

SCHUMPETER, Joseph Alois. **Capitalismo, socialismo e democracia**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.

SENADO FEDERAL. **Pedalada fiscal**. Disponível em: <<https://www12.senado.leg.br/noticias/entenda-o-assunto/pedalada-fiscal>>. Acesso em: 8 de setembro de 2020.

- SICSÚ, J. **Dez anos que abalaram o Brasil**. Rio de Janeiro, Geração, 2013.
- SOLOW, R. **Another Possible Source of Wage Stickyness**. Journal of Macroeconomics, 1979.
- STATA CORP. **Stata Statistical Software: Release 9**. College Station, TX: StataCorp LP, 2005.
- STIGLITZ, J. **The Efficiency Wage Hypothesis, Surplus Labor and the Distribution of Income in L.D.Cs**. Oxford Economic Papers, 1976.
- TAYLOR, John B. **Staggered Wage Setting in a Macro Model**. The American Economic Review, v. 69, n. 2, Papers and Proceedings of the Ninety- First Annual Meeting of the American Economic Association, p. 108-113, maio, 1979.
- TELES, V. K.; SPRINGER, P.; GOMES, M.; PAES, N.; CAVALCANTI, A. **Ciclos Econômicos e Métodos de Filtragem: Fatos Estilizados para o Caso Brasileiro**. Anais da ANPEC Nacional, v. 6, n. 2, p. 291-328, dezembro, 2005.
- UNCTAD. **The impact of the global crisis and the short term policy response**. Trade and development report. United Nations Conference on Trade and Development. Geneva, 2009.
- WARTH, A. **Alta de 56% no diesel em 10 meses leva a protestos e governo promete medidas**. Estadão, 2018. Disponível em: <<https://economia.estadao.com.br/noticias/geral,caminhoneiros-paralisam-rodovias-pelo-pais-contra-aumento-nos-precos-do-diesel,70002317352>>. Acesso em: 1 de março de 2020.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria : uma abordagem moderna**. 6.ed. CENGAGE LEARNING, 2017.
- YELLEN, L., J. **Efficiency Wage Models of Unemployment**. American Economic Review, 1984.