

UNIVERSIDADE DO VALE DO RIO DOS SINOS - UNISINOS
UNIDADE ACADÊMICA DE GRADUAÇÃO
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

CONRADO EBERHARDT ROSA

RELAÇÃO ENTRE INCERTEZA, CONFIANÇA, ATIVIDADE ECONÔMICA E
INVESTIMENTO:
Uma Análise Econométrica

São Leopoldo

2021

CONRADO EBERHARDT ROSA

**RELAÇÃO ENTRE INCERTEZA, CONFIANÇA, ATIVIDADE ECONÔMICA E
INVESTIMENTO:
Uma Análise Econométrica**

Trabalho de Conclusão de Curso
apresentado como requisito parcial para
obtenção do título de Bacharel em Ciências
Econômicas, pelo Curso de Ciências
Econômicas da Universidade do Vale do
Rio dos Sinos - UNISINOS

Orientador: Prof. Dr. Marcos Tadeu Caputi Lélis

São Leopoldo

2021

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a minha família, especialmente à minha mãe, Nelci e a meu pai, Airton, pelo apoio e por compreenderem minha ausência durante os anos de graduação. Agradeço ao meu irmão, Leonardo, que sempre esteve presente, inclusive prestando suporte financeiro, sem o qual dificilmente conseguiria me deslocar até a Unisinos. Agradeço a minha namorada, Amanda, cujo o apoio e incentivo foram cruciais nos momentos mais difíceis, principalmente para a conclusão deste trabalho.

Agradeço a todos os professores do curso de Ciências Econômicas da Unisinos por todo conhecimento transmitido. Em especial, agradeço ao Professor Marcos Tadeu Caputi Lélis, por pacientemente me orientar nesta monografia e pelos ensinamentos transmitidos em suas aulas.

RESUMO

Este trabalho busca verificar os efeitos da incerteza econômica, incerteza na política econômica e confiança dos empresários sobre o investimento em bens de capital e atividade econômica no Brasil, entre janeiro de 2003 e dezembro de 2019. Para alcançar esse propósito, foi utilizada a metodologia econométrica de Modelo Vetorial de Correção de Erros (VAR/VEC). Foram estimados três modelos VAR/VEC com base em séries temporais de cinco índices: Índice de Incerteza Econômica (IIE-Br), Índice de Incerteza de Política Econômica (EPU), Índice de Atividade Econômica (IBC-Br), Índice de Consumo Aparente de Máquinas e Equipamentos (CAME) e Índice de Confiança Empresarial (ICE). Os efeitos das duas variáveis de incerteza político-econômica e de confiança empresarial, foram verificados separadamente. Os resultados denotam que o aumento da incerteza econômica e da incerteza na política econômica provocam efeitos contracionistas significativos no investimento em capital fixo e na atividade econômica, por outro lado, um aumento na confiança empresarial provoca efeitos positivos. Além disso, os resultados revelaram a existência de influência de longo prazo tanto das variáveis de incerteza econômica e de incerteza na política econômica, quanto da variável de confiança empresarial. Ademais, através da aplicação de funções impulso-resposta (FIR), foi constatado que choques de curto prazo nas variáveis de incerteza e de confiança, causam alterações relevantes no investimento em capital fixo e na atividade econômica, sem tendência de reversão em um horizonte de tempo de dez meses, indicando um efeito de inércia.

Palavras-chave: incerteza político-econômica; Brasil; investimento em capital fixo; atividade econômica; VAR/VEC.

ABSTRACT

This work verifies the effects of economic uncertainty, economic policy uncertainty and business confidence in fixed capital investment and economic activity in Brazil, between January 2003 and December 2019. To achieve this purpose, the econometric model methodology was used. Error Correction Vector (VAR/VEC). Three VAR/VEC models were estimated based on time series of five indices: Economic Uncertainty Index (IIE-Br), Economic Policy Uncertainty Index (EPU), Economic Activity Index (IBC-Br), Apparent Consumption Index Machinery and Equipment (CAME) and Business Confidence Index (ICE). The effects of the two variables of political-economic uncertainty and confidence were verified separately. The results show that the increase in economic uncertainty and economic policy uncertainty cause significant contractionary effects on investment in fixed capital and economic activity, on the other hand, an increase in business confidence has positive effects. Furthermore, the results revealed the existence of a long-term influence of both the economic uncertainty and economic policy uncertainty variables, as well as the business confidence variable. Furthermore, through the application of impulse-response functions (FIR), it was found that short-term shocks in the uncertainty and confidence variables cause relevant changes in investment in fixed capital and in economic activity, without a tendency to revert in a horizon of ten months time, indicating an inertia effect.

Key words: political-economic uncertainty; Brazil; investment in capital goods; economic activity; VAR/VEC.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 – Equilíbrio entre poupança e investimento	16
Gráfico 2 – Deslocamento da curva de função investimento.....	21
Gráfico 3 – Séries temporais dos índices* CAME, IIE-Br e EPU – 01/03 a 12/19.....	52
Gráfico 4 – Séries temporais dos índices CAME, IBC-Br e EPU – 01/03 a 12/19.....	53
Gráfico 5 – Séries temporais dos índices CAME, IBC-Br e ICE – entre 01/03 a 12/19	53
Gráfico 6 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC IIE	58
Gráfico 7 – Efeito impulso-resposta em IBC_BR no modelo VEC IE	59
Gráfico 8 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC EPU	61
Gráfico 9 – Função impulso-resposta em LIBC_BR no modelo VEC EPU	62
Gráfico 10 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC CE	64
Gráfico 11 – Função impulso-resposta em IBC_BR no modelo VEC CE	65

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Teste de raiz unitária ADF	54
Tabela 2 – Teste de raiz unitária Phillips-Perron.....	55
Tabela 3 – Teste de heterocedasticidade de White	55
Tabela 4 – Testes de Autocorrelação Residual (LM) para cada VEC estimado.....	56
Tabela 5 – Teste de Cointegração de Johansen para VEC IE	57
Tabela 6 – Equação de longo prazo do modelo VEC IE – de 01/2003 a 12/2019	57
Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen para VEC EPU.....	60
Tabela 8 – Equação de longo prazo do modelo VEC EPU – 01/2003 a 12/2019	60
Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para VEC CE	63
Tabela 10 – Equação de longo prazo para modelo VEC CE – 01/2013 a 12/2019...	63

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	9
2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA.....	12
2.1 TEORIA NEOCLÁSSICA DO INVESTIMENTO	14
2.2 TEORIA KEYNESIANA DO INVESTIMENTO	22
2.3 TEORIA KALECKIANA DO INVESTIMENTO	29
3. RELAÇÃO ENTRE ATIVIDADE ECONÔMICA, INVESTIMENTO EM CAPITAL FIXO E INCERTEZA: REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA	36
3.1 LITERATURA EMPÍRICA INTERNACIONAL.....	36
3.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE O BRASIL.....	40
4. METODOLOGIA, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS	44
4.1 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS.....	44
4.2 METODOLOGIA DE MODELOS DE SÉRIE TEMPORAL.....	46
4.2.1 Estacionariedade Serial	46
4.2.2 Modelos Autorregressivos e de Vetores de Correção de Erros (VAR/VEC)	48
5. ANÁLISE DOS RESULTADOS	51
5.1 COMPORTAMENTO DOS ÍNDICES ENTRE 01/2003 E 12/2019	51
5.2 APRESENTAÇÃO DOS MODELOS VEC	54
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS	66
REFERÊNCIAS.....	69

1 INTRODUÇÃO

O crescimento da atividade econômica geral e em especial a expansão do investimento em bens de capital¹, dependem de inúmeros fatores. Naturalmente, grande parte desses fatores são de natureza puramente econômica, ou seja, quantificáveis, matematicamente mensuráveis e estatisticamente previsíveis. Entretanto, considerando que a atividade econômica é intrínseca à atividade humana – e, portanto, à sua natureza – o comportamento das variáveis sofre influência de fatores subjetivos, isto é, condições psicológicas, como incerteza, confiança ou expectativa. Sendo assim, através do estudo e identificação dos fatores geradores de incerteza na economia, pode-se definir estratégias de políticas públicas a fim de evitar ou mitigar seus efeitos nocivos.

O período analisado neste trabalho foi marcado por pelo menos dois choques significantes: em 2008, a crise hipotecária nos EUA e a crise política no Brasil a partir de 2014. Essas duas crises causaram relevante instabilidade nos indicadores de atividade econômica, de incerteza na política econômica e confiança empresarial.

Conforme dados divulgados pelo Instituto Brasileiro de Economia (FGV-IBRE), entre setembro e outubro de 2008, o Indicador de Incerteza Econômica (IIE-Br) apresentou uma taxa de crescimento mensal de 34%. Já a taxa média de crescimento mensal do mesmo indicador, entre dezembro de 2013 e setembro de 2015, foi de aproximadamente 2,3%.

Segundo dados divulgados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), entre outubro de 2008 e fevereiro de 2009, o índice de Consumo Aparente de Máquinas e Equipamentos (CAME) apresentou uma taxa de variação média mensal de aproximadamente -44,6%. Além disso, a partir de novembro de 2013, até dezembro de 2019, o mesmo índice iniciou uma tendência de queda, registrando uma taxa de variação média mensal de aproximadamente -0,9%.

O indicador de atividade econômica (IBC-Br), o qual é uma proxy do PIB, divulgado pelo Banco Central (Bacen), apresentou, entre março de 2003 e julho de 2008, uma taxa média mensal de crescimento de aproximadamente 0,5%. Por outro

¹ De acordo com Samuelson e Nordhaus (2012), bens de capital ou bens de capital fixo, são bens duráveis utilizados na produção de outros bens, ou seja, são fatores de produção.

lado, de agosto de 2008 a fevereiro de 2009, a taxa média de variação do IBC-Br foi de aproximadamente -0,2%.

De acordo com dados divulgados pelo FGV-IBRE, entre junho e dezembro de 2008, o Indicador de Confiança Empresarial (ICE), apresentou uma taxa de variação mensal de -6,8%. Ademais, entre maio de 2010 a dezembro de 2019, sua taxa de variação média mensal foi de aproximadamente -0,16%

Com relação ao Indicador de Incerteza de Política Econômica (EPU), divulgado pelo *Economic Policy Uncertainty*, houve uma significativa taxa média de crescimento mensal de 73,3%, entre julho e outubro de 2008. Após essa alta houve relativa estabilidade até novembro de 2014, quando iniciou uma nova tendência de alta. De acordo com os dados, entre fevereiro e março de 2017, o índice apresentou uma taxa de crescimento médio mensal de 82,2%.

Barboza e Zilberman (2018) apontam como uma das causas do fraco desempenho econômico brasileiro registrado em 2015, o aumento da incerteza política iniciada em 2014. Além disso, os autores afirmam que o choque do aumento da incerteza econômica, foi mais contracionista sobre o investimento em capital fixo do que sobre o índice IBC-Br, no período.

As altas do índice de incerteza nos anos 2000 coincidem com os movimentos contracionistas dos índices CAME e IBC-Br, principalmente no ano de 2008, após o choque da crise hipotecária iniciada nos EUA. Em dezembro de 2008, a ata do Comitê de Política Monetária (COPOM), informou uma retração de 0,5% e 4,5% na produção e na importação de bens de capital, respectivamente, em outubro em relação ao mês anterior no mesmo ano. No mesmo período, o COPOM também divulgou um decréscimo de 1,7% na produção industrial. Além disso, foi registrada uma queda de 4,7% na produção de bens de consumo duráveis, queda atribuída, em parte, pela retração da confiança do consumidor, visto que o nível de consumo dessa categoria de bem é relacionado às condições de crédito.

De acordo com dados divulgados pela Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física (PIM-PF), realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre outubro de 2008 e fevereiro de 2009, o índice de produção de bens de capital apresentou uma taxa de variação média mensal de aproximadamente -6,6%, com ajuste sazonal. Além disso, conforme os dados da mesma pesquisa, entre novembro de 2013 e dezembro de 2019, o referido índice apresentou uma taxa de variação média mensal de aproximadamente -0,7%, com ajuste sazonal.

Portanto, a retração dos indicadores de atividade econômica (IBC-Br) e de consumo de máquinas e equipamentos (CAME), coincidem com os dois períodos de maior instabilidade político-econômica e de confiança empresarial no Brasil entre 2003 e 2019, ou seja, em momentos de picos dos indicadores de incerteza (IIE-BR, EPU). Desse modo, o objetivo geral deste trabalho é verificar a influência da incerteza político-econômica e confiança empresarial sobre a atividade econômica geral e consumo de bens de capital.

Os objetivos específicos deste trabalho são:

- a) apresentar a fundamentação teórica dos determinantes do investimento e a sua relação direta ou indireta com a incerteza e confiança, além do consequente efeito sobre a atividade econômica geral;
- b) revisar a literatura empírica referente a ao estudo da influência da incerteza sobre a atividade econômica e investimento;
- c) verificar o possível efeito sobre o investimento em bens de capital e atividade econômica após choques de curto prazo na incerteza político-econômica e confiança empresarial.

Portanto, neste trabalho, primeiramente aplica-se o método econométrico de Vetor Autoregressivo de Correção de Erros (VAR/VEC), a fim de verificar a relação de longo prazo entre as variáveis. Na sequência, será analisado o comportamento das variáveis após choques de curto prazo, através da aplicação de Funções Impulso-Resposta (FIR).

Dessa maneira, além desta introdução, esta monografia está dividida em cinco capítulos. No próximo capítulo tem-se a fundamentação teórica referente aos determinantes do investimento. No terceiro capítulo, verifica-se a revisão da literatura empírica a respeito dos efeitos da incerteza e confiança sobre a economia. No quarto capítulo, apresenta-se o tratamento dos dados, a metodologia das séries de tempo e de vetores autorregressivos VAR/VEC. Em seguida, no quinto capítulo, verifica-se os resultados da aplicação dos modelos estimados. Por último, trata-se das considerações finais a respeito dos resultados obtidos.

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Este capítulo será dividido em três seções onde serão apresentadas três abordagens teóricas a respeito do investimento e seus determinantes, as quais, ao longo da história da teoria das ciências econômicas, uma forjou-se nos fundamentos do regime da escola clássica, ou seja, a escola neoclássica, e as outras duas se basearam sob preceitos heterodoxos, os quais fundamentam a escola keynesiana e kaleckiana.

Para entender os fundamentos da Teoria Neoclássica do Investimento é necessário considerar alguns aspectos básicos da Teoria Econômica Clássica que surgiu no século XVIII, impulsionada pelo movimento do pensamento liberal que ganhou força ao longo dos séculos XVII e XVIII (BELL, 1961; SANDRONI, 2005).

O pensamento liberal na economia, baseado no conceito do *laissez-faire*, *laissez-passer*, defendia que o caminho para uma sociedade mais próspera e igualitária seria a livre concorrência entre os agentes econômicos e o direito à propriedade privada - o papel do Estado nesse contexto seria somente de regulador e garantidor desses direitos (SANDRONI, 2005).

A Teoria Econômica Clássica foi estruturada ao longo do tempo com contribuições de diversos teóricos, dentre os maiores destaques estão Adam Smith, David Ricardo, John Stuart Mill, Jean-Baptiste Say, Thomas Malthus. Entretanto, a obra que é considerada um marco de sua base científica é *A Riqueza das Nações* de Adam Smith, publicado em 1776 (SANDRONI, 2005).

Por sua vez, a escola neoclássica de Alfred Marshall, incluiu o conceito de utilidade marginal e de modelos matemáticos que simulam as flutuações das variáveis econômicas com ênfase na microeconomia, entretanto, assume os mesmos pressupostos defendidos pela escola clássica de que a economia tende ao equilíbrio no pleno emprego, de que políticas monetárias não surtem efeito em variáveis reais da economia e de que expansão monetária afeta somente o nível geral de preços (BRUE, GRANT, 2017).

Conforme Marshall, sob o pressuposto de racionalidade, o foco dos agentes econômicos é o crescimento do valor da utilidade marginal, ou seja, os produtores tendem a maximizar o lucro na produção e comercialização dos seus produtos, enquanto os consumidores tendem a maximizar a utilidade através da compra do

produto (ou dos produtos) que lhes darão maior satisfação, resultando no equilíbrio entre produção e consumo (BRUE, GRANT, 2017).

A publicação do livro *A Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda* do economista britânico John Maynard Keynes em 1936, é considerada na história da teoria econômica um marco do que muitos economistas chamam de revolução keynesiana, por se contrapor a princípios teóricos neoclássicos fundamentais como o princípio de mercados eficientes autorreguláveis apoiado na Lei de Say (FROYEN, 2013).

Tendo como contexto histórico a crise de 1929 e a posterior grande depressão que assolou não só os Estados Unidos da América como também causou grande desemprego em seu próprio país, a Grã-Bretanha, as ideias de Keynes ganharam força, principalmente, porque mesmo diante de altíssimos níveis de desemprego e aumento drástico da ociosidade da capacidade produtiva instalada, o mercado não se ajustava ao equilíbrio como a teoria neoclássica postula. Neste contexto, em sua obra, Keynes afirmou que o problema, não estaria no lado da oferta, mas sim, no lado da demanda agregada (CALABREZ, 2020).

Paralelamente, o economista polonês Michal Kalecki, desde 1930 já desenvolvia seus estudos fundamentando-se no princípio da demanda efetiva, como Keynes. Em seu trabalho, Kalecki baseou-se na teoria de Marx a respeito dos sistemas de produção capitalista, e também nas teorias de Rosa Luxemburgo para o estudo da necessidade do sistema capitalista de expansão de mercados e, por fim, na obra de Tugan-Baranovsky, no que se refere a importância dos gastos dos capitalistas para induzir a acumulação de capital (JOBIM, 1984).

Nesse sentido, o foco central da obra de Kalecki foi o estudo dos determinantes da realização da produção, das barreiras que impedem a acumulação e gastos dos capitalistas, a fim de identificar fatores que desencadeiam os ciclos econômicos e a distribuição da renda (LOPES, VASCONCELLOS, 2008).

Dado o exposto, nas próximas três seções apresenta-se com mais detalhes as abordagens teóricas do investimento mencionadas.

2.1 TEORIA NEOCLÁSSICA DO INVESTIMENTO

Segundo Marshall, não só os custos de produção determinavam o preço de um bem qualquer, mas também a sua demanda. A demanda de um bem representa a utilidade marginal desse bem, assim, o indivíduo que, em um determinado momento precisa mais do bem (X) em detrimento do bem (Y), a utilidade marginal do bem (X) é maior que a do bem (Y), em outras palavras, o indivíduo está inclinado a pagar mais pelo bem (X). No entanto, na medida que esse indivíduo adquire mais unidades do bem (X) a sua utilidade marginal vai decrescendo até que as utilidades marginais dos dois bens se igualem (BRUE, GRANT, 2017).

Contudo, em uma situação em que ambos os produtos possuem a mesma utilidade marginal, se o preço do produto (X) diminuir, devido a uma redução no custo de produção, por exemplo, a utilidade marginal do produto (X) também irá subir, conseqüentemente, sua demanda será maior em relação ao bem (Y). Essa relação é dada por:

$$D_{xy} = \frac{UM_x}{P_x} + \frac{UM_y}{P_y} \quad (1)$$

Onde:

D_{xy} = a demanda dos bens X e Y.

UM_x = utilidade marginal do bem X.

UM_y = utilidade marginal do bem Y.

P_x = preço do bem X.

P_y = preço do bem Y.

O conceito neoclássico de utilidade marginal utilizado no mercado de bens de consumo também se aplica no mercado de capitais onde a taxa de juros desempenha um papel fundamental na decisão dos agentes econômicos entre investir em máquinas e equipamentos ou aplicar o dinheiro em títulos, por exemplo.

O processo decisório baseia-se na produtividade marginal decrescente dos fatores de produção, quanto maior o acréscimo de um fator, menor será sua produtividade marginal, assim, ao fim de um período, se o total dos rendimentos de um fator for menor que a taxa de juros vigente, o agente econômico optará por investir em títulos. No mercado de capitais, a oferta de capital é dada pela quantidade poupada de todos os indivíduos que decidem guardar parte de sua renda em troca de um rendimento em forma de juros, ou seja, o juro é o preço que é pago por essa oferta

- assim, quando a taxa de juros cai, o investimento em máquinas e equipamentos aumenta e, de forma inversa, quando a taxa de juros sobe, esse tipo de investimento diminui. A taxa de juros representa o ponto de intersecção entre as curvas de oferta e demanda de poupança (BRUE, GRANT, 2017).

A teoria neoclássica do investimento assume como válida a Teoria Quantitativa da Moeda a qual afirma que a demanda por moeda tem relação inversa com a taxa de juros, dessa forma, o indivíduo tem preferência por liquidez quando a taxa de juros está baixa, por outro lado prefere aplicar em títulos quando a taxa de juros está alta. Basicamente, os agentes econômicos demandam moeda por motivo de transação ou de portfólio. O motivo transação é para efetuar compras, vendas, negócios em geral e tem relação positiva com o nível da renda nacional. Já o motivo portfólio é devido ao fato de a moeda ser o ativo que possui liquidez absoluta, nesse caso a taxa de juros representa o custo de oportunidade pela retenção de moeda (LOPES, VASCONCELLOS, 2008).

O agente econômico decide postergar parte de seu consumo hoje quando entende que será mais vantajoso poupar para consumir no futuro. Essa vantagem é representada pela taxa de juros. Em outras palavras, a oferta de poupança agregada é função da taxa de juros, isto é, quanto maior a taxa de juros maior será a oferta de poupança, assim como também, em termos comparativos entre o futuro e o presente, quanto maior a taxa de juros, mais caro será o consumo hoje em comparação com o futuro (LOPES, VASCONCELLOS, 2008). Essa relação é dada por:

$$S = S(r) \tag{2}$$

$$C = C(r) \tag{3}$$

Onde:

S = a poupança agregada.

C = o consumo agregado.

r = a taxa de juros real.

Como já mencionado, na lógica neoclássica o empresário irá decidir investir em bens de capital com a intenção de maximizar o lucro através do aumento de uma unidade do fator na produção, enquanto o preço que se paga pelo capital é a taxa real de juros. No entanto, o retorno dado por cada unidade de capital adicionado é decrescente (LOPES, VASCONCELLOS, 2008). A seguir, a função simplificada de investimento do modelo neoclássico:

$$I = I(r) \tag{4}$$

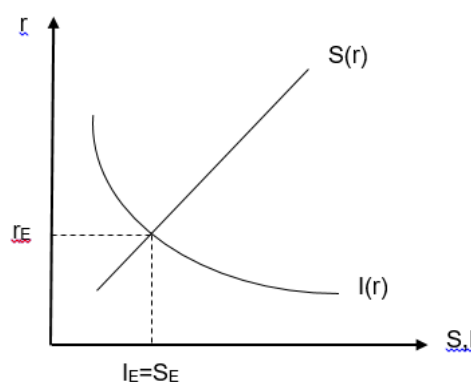
Onde:

I = demanda de investimento.

r = taxa de juros real.

A taxa de juros real é a taxa de juros nominal descontada a taxa de inflação. Essa diferenciação é importante pois o interesse dos agentes econômicos é garantir o poder compra do dinheiro, ou seja, o indivíduo só irá investir em bens de capital ou em títulos, se ao final de determinado período, os retornos forem positivos descontando-se a taxa de inflação (LOPES, VASCONCELLOS, 2008). O equilíbrio se dá conforme o gráfico 1.

Gráfico 1 – Equilíbrio entre poupança e investimento



Fonte: Lopes, Vasconcellos (2008, p. 121).

Onde:

r = a taxa real de juros.

S, I = o agregado de poupança e investimento.

r_E = o nível da taxa real de juros que se equilibra com o nível de poupança e investimento.

$I_E=S_E$ = o nível de poupança e investimento que se equilibra com a taxa real de juros.

$S(r)$ = a curva que representa a função de oferta de poupança.

$I(r)$ = a curva que representa a função de demanda de investimento.

A função investimento (4) está representada de maneira simples para facilitar o entendimento de como o investimento agregado se relaciona com a taxa real de juros. Mankiw (2015) afirma que a teoria neoclássica subdivide o investimento em três tipos:

a) investimento em capital fixo privado;

- b) investimento em imóveis residenciais;
- c) investimento em estoques.

O investimento em capital fixo privado consiste em máquinas e equipamentos em geral, que são usados na produção de outros bens nas fábricas, na construção civil, também podem ser carros, computadores, escritórios, ou seja, são fixos porque não se consomem de imediato, são utilizados por um determinado tempo. Os investimentos em imóveis residenciais representam a aquisição de imóveis por indivíduos para própria moradia ou para alugar à terceiros. Os investimentos em estoques consistem no armazenamento de matéria prima, insumos, produtos acabados das empresas (MANKIWI, 2015).

Para exemplificar de uma forma simples, empresas de produção alugam capital a um determinado preço e empresas de arrendamento compram capital e arrendam para empresas de produção, sendo assim, uma empresa de produção irá alugar uma unidade de capital fixo até que o produto marginal do capital (PMgK) se iguale ao preço real do aluguel do capital que, por sua vez, consiste na relação entre custo do aluguel do capital (R) e o preço do produto (P), ou seja, o custo real do aluguel do capital dividido pelo preço do produto (R/P). Desta forma, o preço real do aluguel capital (R/P) se ajusta até o ponto de equilíbrio entre oferta e demanda de capital, a curva de demanda de capital é determinada pelo produto marginal do capital (PMgK). Nessa situação considera-se um o nível de estoque de capital em um determinado momento. Em outras palavras, a oferta de capital é dada, portanto, graficamente é representada por uma linha vertical, assumindo como válida a lei de Say a qual afirma que toda oferta cria sua própria demanda (MANKIWI, 2015).

Segundo Mankiw (2015), muitos economistas utilizam a função produção de Cobb-Douglas como ponto de partida para o estudo dos determinantes do investimento na economia. A função produção de Cobb-Douglas é:

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad (5)$$

Onde:

Y = a produção.

A = o coeficiente do nível de tecnologia.

K = o capital.

L = a mão de obra.

α = o parâmetro de mensuração da participação do capital na produção.

O produto marginal do capital é determinado pela derivada parcial da função Cobb-Douglas em relação ao capital, ou seja:

$$PMgK = \frac{\partial Y}{\partial K} = \alpha A \left(\frac{L}{K}\right)^{1-\alpha} \quad (6)$$

Considerando que em equilíbrio o produto marginal do capital é igual ao preço real do aluguel do capital (R/P), a equação (6) fica da seguinte forma:

$$\frac{R}{P} = \alpha A \left(\frac{L}{K}\right)^{1-\alpha} \quad (6a)$$

Desse modo, pode-se observar que, quanto maior for o nível tecnológico, maior será o preço real do aluguel do capital, quanto mais trabalhadores empregados, maior será o preço real do aluguel do capital e, quanto maior o estoque de capital, menor será o preço real do aluguel do capital.

Assim, segundo Mankiw (2015), as empresas que adquirem capital para alugar a outras empresas devem arcar com os custos inerentes a atividade. Essas empresas recebem o preço real do aluguel do capital (R/P) e pagam o preço na compra de uma unidade de capital fixo (Pk), que é multiplicado pela taxa de juros nominal (i), portanto o custo que essas empresas arcam em juros é a taxa de juros multiplicada pelo preço do capital (iPk).

Além disso, soma-se também o custo da taxa de depreciação (d) que é multiplicada pelo preço do ativo (dPk), no entanto se o preço do ativo subir, desconta-se esse valor do custo (MANKIW, 2015). A expressão custo do capital (Ck) pode ser escrita da seguinte forma:

$$Ck = iPk - \Delta Pk + dPk \quad (7)$$

Essa expressão pode ser reescrita:

$$Ck = Pk \left(i - \frac{\Delta Pk}{Pk} + d \right) \quad (7a)$$

Então, assumindo que o preço dos bens de capital sobem juntamente com o preço dos outros bens, considera-se que a variação dos preços dos bens de capital sobem juntamente com a variação dos preços de outros bens ($\Delta Pk/Pk$). Sendo assim, obtém-se a taxa de juros real subtraindo a taxa de inflação da taxa de juros nominal ($r = i - \pi$) (MANKIW, 2015).

Dessa forma pode-se reescrever a expressão (7a):

$$Ck = Pk(r + d) \quad (7b)$$

A expressão (7b) mostra que o custo de capital aumenta se aumentar o preço do capital, a taxa de juros e a depreciação. Por fim, para expressar o custo real de capital, novamente é necessário rescrever a equação:

$$Ck = \frac{Pk}{P}(r + d) \quad (7c)$$

Onde o preço dos bens de capital em relação ao preço de outros bens (Pk/P) representa o preço relativo do bem de capital. O custo real do capital seria o custo inerente a comprar e alugar uma unidade de capital para terceiros, medido em unidades do produto da economia (MANKIW, 2015)

Conforme a expressão (7c), o custo do capital depende do seu preço relativo, da taxa de juros real e da depreciação. Contudo, o processo decisório de investir ou não em bens de capital consiste em analisar o custo e o benefício do empreendimento. Em outras palavras, empresas irão investir em um determinado bem de capital se esse bem lhes proporcionar uma receita maior que o custo, ou seja, o lucro (MANKIW, 2015).

Basicamente, lucro é igual a receita menos os custos. A receita real consiste na relação entre receita e unidades de bens produzidos, ou seja, (R/P) (MANKIW, 2015). Nesse caso, a taxa de lucro real ($Txlr$) é igual a receita real (R/P) menos o custo real do capital (expressão 7c) conforme a expressão a seguir:

$$Txlr = \frac{R}{P} - \left(\frac{Pk}{P}\right)(r + d) \quad (8)$$

Em equilíbrio, a receita real (R/P) é igual ao produto marginal do capital ($PMgK$), nesse caso, pode-se reescrever a equação (8):

$$Txlr = PMgk - \left(\frac{Pk}{P}\right)(r + d) \quad (8a)$$

A equação (8a) expressa que a decisão dos agentes econômicos em aumentar ou não o estoque de um determinado bem de capital vai depender da relação entre o custo real do capital e seu produto marginal. Se o produto marginal for maior que custo, os agentes econômicos irão aumentar o estoque desse bem de capital. Do contrário, se o custo for maior que o produto marginal do capital, as empresas irão deixar que o estoque desse capital diminua (MANKIW, 2015).

Conforme Mankiw (2015) a variação no estoque de capital é chamada de investimento líquido. Dessa forma, quando o produto marginal do capital é maior que o custo do capital, as empresas tendem a aumentar o estoque de capital, conforme a expressão a seguir:

$$\Delta K = I_n \left[PMgK - \left(\frac{Pk}{P} \right) (r + d) \right] \quad (9)$$

Na expressão (9) $I_n(\dots)$, representa o agregado de investimento que reage em função de um estímulo a aumentar o estoque de capital fixo (ΔK) (MANKIWI, 2015). O próximo passo é completar a função investimento (4) mencionada anteriormente:

$$I = I_n \left[PMgK - \left(\frac{Pk}{P} \right) (r + d) \right] + dK \quad (9a)$$

A função (9a) demonstra que o agregado de investimento em capital fixo depende da taxa real de juros (r), pois quanto menor for a taxa de juros real, menor será o custo do capital $[(Pk/P) (r+d)]$ e, conseqüentemente maior será o lucro, fato que serve de incentivo a uma maior acumulação de capital fixo. Por outro lado, se a taxa real de juros aumentar, o custo do capital também irá aumentar, diminuindo o lucro e o incentivo ao investimento em capital fixo (MANKIWI, 2015). Conforme Mankiw (2015, p. 352) "O gasto total com investimento em capital fixo privado corresponde à soma entre investimento líquido e a reposição do capital depreciado". A reposição do capital depreciado é representada por (dk).

Como mencionado anteriormente, a abordagem neoclássica do investimento afirma que, em equilíbrio, o custo relativo do bem de capital é igual ao seu produto marginal. Portanto, em uma situação em que esse custo está acima do seu produto marginal, a tendência é a diminuição do estoque do bem de capital até o ponto de equilíbrio. De maneira inversa, se o produto marginal do bem de capital está acima do seu custo real, indica que há um incentivo à acumulação maior desse bem e, como consequência, gradualmente, à medida que a acumulação aumenta, seu produto marginal diminui até ao ponto de equilíbrio onde o produto marginal do bem de capital é igual ao seu custo real, assumindo um estado de estabilidade (MANKIWI, 2015). Esse equilíbrio poder ser representado da seguinte forma:

$$PMgK = \left(\frac{Pk}{P} \right) (r + d) \quad (10)$$

Onde:

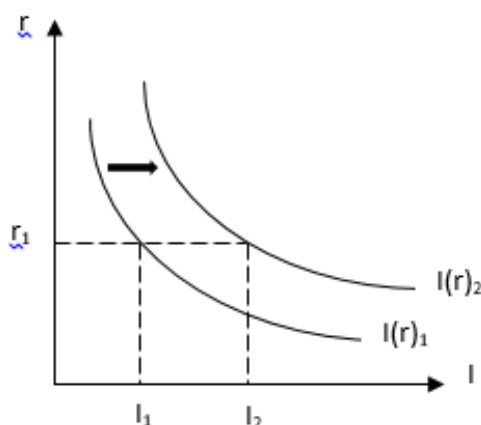
$PMgK$ = o produto marginal do capital.

$\left(\frac{Pk}{P} \right) (r + d)$ = o custo real do capital.

De acordo com a abordagem neoclássica, variações na taxa de juros real e no preço relativo do bem de capital podem ocorrer ao longo do tempo. No entanto, a tendência é de que o produto marginal do capital e seu custo real se igualem no longo prazo sem causar o deslocamento da curva de demanda por investimento. Entretanto,

o progresso tecnológico muda o coeficiente (A) do nível tecnológico da função produção de Coob-Douglas (5) e aumenta a produtividade marginal do capital deslocando a curva de demanda de investimento para frente, isso pode acontecer sem necessariamente alterar a taxa de juros real (MANKIW, 2015). Conforme o gráfico a seguir:

Gráfico 2 – Deslocamento da curva de função investimento



Fonte: Mankiw (2015, p. 353).

O gráfico mostra a relação negativa do investimento com a taxa de juros, porém com um deslocamento da curva de demanda por investimento [de $I(r)_1$ para $I(r)_2$] supondo uma variação no coeficiente (A) da função produção Cobb-Douglas (5), em que o progresso tecnológico possibilita um aumento na produtividade marginal do bem de capital, expandindo a demanda e o agregado de investimento, de I_1 para I_2 , sem contudo haver uma queda na taxa de juros real (r_1) (MANKIW, 2015).

Outra abordagem proposta pelo economista James Tobin é de que há uma relação entre as decisões de investimento e as flutuações dos preços das ações na bolsa de valores (BLANCHARD, 2004). As empresas tem a opção de buscar financiamento para suas atividades junto a instituições bancárias, mas também, empresas de capital aberto vendem ações a fim de captar recursos. Nesse caso, o investidor está exposto a volatilidades inerentes ao mercado acionário, o qual costuma responder sensivelmente a expectativas alimentadas por projeções de especialistas, notícias do mundo financeiro em geral ou a um fato ocorrido em uma empresa em específico. Esse fato pode ou não ser bom para essa empresa, ou seja, o mercado pode valorizar ou desvalorizar o preço de suas ações (DORNBUSCH, FISCHER, 2013).

Nesse sentido, se uma determinada empresa cujo mercado esteja valorizando, ou seja, suas ações estão apresentando uma tendência de alta, significa que essa empresa está disposta a vender mais ações para expandir ainda mais seu investimento e essa valorização atrai ainda mais investidores (DORNBUSCH, FISCHER, 2013). Basicamente, Tobin propôs a análise da razão entre o preço que o mercado acionário está dando a uma empresa em determinado momento e o preço de reposição do capital já instalado. Essa razão é conhecida como q de Tobin (BLANCHARD, 2004). Simplificadamente essa relação pode ser expressa da seguinte maneira:

$$q = \frac{VMK}{CRK} \quad (11)$$

Onde:

VMK = o valor de mercado do capital instalado.

CRK = o custo de reposição do capital instalado.

Se essa relação for maior que a unidade, significa que o mercado está valorizando a empresa acima do custo reposição do seu capital, ou seja, há uma oportunidade para a empresa vender mais ações ao preço que o mercado está dando para repor ou ampliar o capital instalado a um preço menor, estimulando o fluxo de investimento através do mercado de ações (BLANCHARD, 2004).

2.2 TEORIA KEYNESIANA DO INVESTIMENTO

Segundo Keynes, o investimento possui papel fundamental na determinação da renda e na manutenção do emprego. No entanto, o nível de investimento que os empresários irão efetivamente realizar se baseará nas expectativas de absorção da sua produção ou serviço ofertado. Em outras palavras, fatores psicológicos exercem influência na determinação do nível de investimento, nas expectativas de demanda e, por consequência, nas expectativas de retornos que o empreendimento irá proporcionar. Basicamente, a partir dessas conjecturas, Keynes formulou o Princípio da Demanda Efetiva (CALABREZ, 2020).

Conforme Keynes (1996), uma empresa típica de produção assume o gasto com o total dos fatores de produção (custo de fatores) e o gasto com o total pago a outros empresários, mais o custo do desgaste dos equipamentos (custo de uso). A renda ou o lucro do empresário é o resultado da subtração do custo de fatores e do

custo de uso do valor da produção resultante. A renda agregada gerada pelo processo produtivo é o resultado da soma entre o custo de fatores e a renda do empresário.

Contudo, o empresário espera que o preço de oferta da produção seja igual ao produto que justifique o emprego do volume de fatores. Em outras palavras, sob certa expectativa de lucro, o empresário tenderá a maximizar a diferença entre custo de fatores e a receita.

Conforme Keynes (1996, p. 60),

Seja Z o preço da oferta agregada da produção resultante do emprego de N homens e seja a relação entre Z e N , que chamaremos *função oferta agregada*, representada por $Z = \phi(N)$. Da mesma forma, seja D o produto que os empresários esperam receber do emprego de N homens, sendo a relação D e N , a que chamaremos *função demanda agregada*, representada por $D = f(N)$.

Na função demanda agregada, o produto (D) é determinado sob expectativas. Se o empresário espera que (D) será maior que (Z), haverá um incentivo a empregar mais pessoas acima de (N) ou até mesmo elevar o nível de todos os fatores envolvidos no processo produtivo, até o ponto de interseção onde (D) é igual a (Z). Esse ponto representa o nível de lucro esperado pelo empresário. O valor de (D) no ponto de interseção da função demanda agregada com a função oferta agregada é a demanda efetiva.

O princípio da demanda efetiva contraria a Lei de Say. Keynes deixa claro que o fator expectativa tem fundamental relevância na decisão dos empresários não só na determinação do nível de emprego de mão de obra e gastos com insumos, mas também, de forma implícita, do nível investimento em capital fixo, o que implica dizer que o valor de (D) não necessariamente corresponde ao pleno emprego (KEYNES, 1996).

Segundo Keynes (1996), o consumo varia de acordo com a renda, ou seja, é uma função da renda. Entretanto a variação do investimento está associada a fatores psicológicos. A decisão de investir no momento presente sofre influência de expectativas a respeito do futuro. Por isso, sendo o investimento, assim como o consumo, um componente da demanda agregada, sua variabilidade tem papel fundamental na determinação do emprego e da renda.

Para Keynes (1996), capital fixo é definido como um tipo de ativo com liquidez limitada que produz retornos durante um determinado tempo. Ativos podem ser

diferenciados pelo nível de liquidez, ou seja, uma máquina têxtil, por exemplo, possui uma liquidez menor que um título, no entanto um título possui menor liquidez que a moeda.

A decisão de investir em capital fixo requer um certo nível de expectativa positiva a respeito da demanda futura, pois há um hiato de tempo entre a produção e a venda. Espera-se que a produção resultante do investimento seja vendida e que a receita gerada seja o suficiente para cobrir custos inerentes a produção como reposição de capital depreciado além de gerar lucro.

A definição de liquidez conforme Possas (2015, p. 89):

Na definição de Keynes, que coincide com a habitualmente adotada nos mercados financeiros, liquidez é um atributo de um ativo pelo qual ele pode ser realizado em moeda a curto prazo sem perdas (*i.e.* a preço de mercado). Isso envolve três aspectos: realização do ativo em moeda num mercado secundário; num prazo o mais curto possível; e sem perdas *pelo fato de estar sendo realizado*. Por definição, portanto, a moeda tem liquidez máxima entre os ativos.

Conforme Keynes (1996) um ambiente de instabilidade econômica em que não se vislumbra um horizonte de estabilidade e crescimento da renda, e conseqüentemente, aumento da demanda, os agentes econômicos optarão por investimentos mais seguros, ou seja, os ativos com maior liquidez. Um capital fixo como uma máquina têxtil usada, como exemplificado anteriormente, dificilmente será revendida. Já para vender ações de uma empresa, por exemplo, é relativamente muito mais fácil, por se tratar de um ativo negociando rapidamente em um mercado especializado.

Conforme Silva (1999), o agente econômico irá medir sua preferência pela liquidez através da taxa de liquidez, a qual funciona como o preço pelo qual o agente estaria disposto a abrir mão da posse da moeda no presente em troca de rendimentos futuros. A taxa de liquidez não corresponde a taxa de juros monetária, ou seja, é uma avaliação pessoal diante da possibilidade de um determinado investimento ou de manter a posse de moeda. Se a taxa de liquidez for maior que o rendimento de outros ativos, o agente econômico irá preferir reter moeda, do contrário, se os rendimentos de um determinado ativo forem maiores que taxa de liquidez, o agente irá dar preferência a esse ativo.

A taxa de liquidez é um componente da equação do preço de demanda dos ativos. O preço de oferta e demanda dos ativos são expressos nas seguintes equações:

$$P_A^D = \sum_{i=1}^n \frac{(Q+A+L-C)i}{(1+j_a)^n} \quad (12)$$

$$P_A^S = \sum_{i=1}^n \frac{(Q+A+L-C)i}{(1+r_a)^n} \quad (13)$$

Onde:

P_A^D = o preço de demanda do ativo.

P_A^S = o preço de oferta do ativo.

Q = o fluxo de rendimentos esperados do ativo (quase-renda).

A = a valorização do ativo ou apreciação da moeda.

L = o prêmio de liquidez.

C = o custo de manutenção do ativo.

j_a = a taxa de liquidez do investidor referente ao ativo.

r_a = a taxa de juros do ativo.

n = o período de realização do ativo.

A taxa de liquidez (j_a) pode ser interpretada como a taxa de desconto do ativo, assim, o preço de demanda é afetado pela avaliação da vantagem que o ativo proporcionará em detrimento da vantagem da posse de moeda, (j_a) corresponde ao produto obtido da taxa de juros monetária (j) com a taxa derivada da avaliação do agente econômico em relação ao risco do ativo (k_a), ou seja, ($j \times k_a = j_a$). Nesse sentido, o tempo de realização do ativo (n) exerce influência sobre (j), ou seja, quanto maior for o período que, segundo as projeções de retornos do capitalista, mantém o preço de demanda acima do preço de mercado, maior será o risco (k_a) (POSSAS, 2015). O preço de demanda do ativo corresponde ao preço máximo que o agente econômico está disposto a pagar após uma prévia avaliação dos potenciais fluxos de rendimento que o ativo proporcionará (SILVA, 1999).

O preço de oferta corresponde ao valor mínimo que o detentor está disposto a vender o ativo, o preço de mercado será aquele que efetivamente concluirá a transação entre o agente ofertante e o comprador, sendo assim, o preço de mercado deve estar entre o preço de demanda e o preço de oferta (SILVA, 1999). A relação entre o preço de demanda, determinado previamente pelo demandante, com o preço de mercado, resulta na taxa de rentabilidade, a qual pode ser expressa da seguinte forma:

$$\text{Taxa de rentabilidade} = \left(\frac{P_a^D}{P_a^S} - 1 \right) \times 100 \quad (14)$$

O agente comprador, mediante uma prévia análise dos ativos ofertados, optará por aquele que lhe proporcionará maior preço de demanda em detrimento do preço de oferta - quanto maior o preço de demanda mais vantajoso o ativo será para o investidor - já pelo lado da oferta, o preço de oferta deve representar o suficiente para incentivar o fornecedor a produzir uma unidade a mais do determinado ativo (SILVA, 1999). O investimento no ativo cessará quando o preço de demanda for igual ao preço de oferta (POSSAS, 2015).

Com base nas equações (12) e (13) pode-se observar que, quanto maior for a taxa de liquidez do agente (j_a) menor será o preço de demanda e quanto menor a taxa de juros do ativo (r_a) maior será o preço de oferta do ativo, sendo assim, *ceteris paribus*, o incentivo ao investimento se dará enquanto a taxa de liquidez do investidor for menor que a taxa de juros do ativo (SILVA, 1999). A taxa de juros monetária, por ser a taxa do ativo de liquidez absoluta, serve de base para as demais taxas de outros ativos menos líquidos, no entanto conforme a equação (12) ela sozinha não determina o preço de demanda de um ativo, ou seja, não significa necessariamente que uma queda na taxa de juros monetária irá aumentar a demanda por investimento, no entanto, o que move a curva de demanda de investimento é a eficiência marginal do capital (KEYNES, 1999).

De acordo com Keynes (1996, p. 149).

A relação entre renda esperada de um bem de capital e seu preço de oferta ou custo de reposição, isto é, a relação entre renda esperada de uma unidade adicional daquele tipo de capital e seu custo de produção, dá-nos a *eficiência marginal do capital* desse tipo. Mais precisamente, defino a eficiência marginal do capital como sendo a taxa de desconto que tornaria o valor presente do fluxo de anuidades das rendas esperadas desse capital, durante toda a sua existência, exatamente igual ao preço de oferta.

Segundo Keynes (1996) a eficiência marginal do capital é medida em termos de expectativas de retornos esperados do investimento em um determinado bem de capital em relação ao seu preço de oferta, isto é, enquanto o preço de demanda de um determinado ativo for maior que seu preço de mercado, sua eficiência marginal será o suficiente para estimular o investimento. Por outro lado, em uma situação em que a taxa de liquidez é igual a eficiência marginal do ativo, significa que o preço de demanda equivale ao preço de mercado, nesse caso será indiferente investir no ativo

ou manter a moeda em carteira. A partir dessa linha de raciocínio entende-se que se os fluxos de retornos esperados provocarem um aumento no preço de demanda de modo que supere o preço de mercado, a eficiência marginal do ativo será maior que a taxa de liquidez (ou taxa de desconto) e maior será o incentivo a investir (SILVA, 1999).

De acordo com Keynes (1996), os determinantes do investimento dependem das expectativas dos agentes econômicos a respeito dos potenciais fluxos de retorno que os ativos irão produzir dentro de um determinado prazo, a decisão de investir ou não depende da avaliação das possibilidades de retornos e da natureza do mercado o qual o ativo está inserido. Em uma economia a qual existem inúmeras possibilidades de investimento, ativos com maior ou menor liquidez, com níveis de desenvolvimento de mercado diferenciados e o fato de o agente se basear em expectativas para determinar sua taxa de liquidez, a decisão de investimento em capital fixo se torna ainda mais complexa por ser um investimento de longo prazo, o que demanda uma prospecção ainda detalhada em comparação a outros ativos (SILVA, 1999).

Conforme a equação (12) para investir em capital fixo, o agente econômico irá determinar seu preço de demanda através da ponderação entre os fluxos de rendimentos futuros esperados de longo prazo, deduzidos os custos de manutenção, com base em informações que presumidamente são conhecidas no presente, como condições de mercado, nível de demanda, de tecnologia e de capital disponível. A partir dessas informações o agente irá formar suas expectativas individuais sobre o investimento, o que pode ser definido como uma previsão probabilística de retornos construída sob incerteza, no entanto o nível de confiança que o agente deposita nas previsões pode variar alterando sua taxa de liquidez (taxa de desconto) o que, por sua vez, pode alterar o preço de demanda do ativo (POSSAS, 2015).

Segundo Possas (2015), quanto maior a incerteza, menor a confiança nas expectativas de longo prazo, uma alteração na confiança das expectativas altera a taxa de desconto (j_a) sem necessariamente alterar as previsões probabilísticas das variáveis de receitas e custos. No entanto, em um ambiente recessivo ou em crise, naturalmente os agentes econômicos se tornam mais pessimistas recuando suas expectativas de receita, fato que aumenta a incerteza e diminui a confiança nas expectativas, gerando um efeito cumulativo negativo, aumentando a taxa de desconto (j_a), causando retração do preço de demanda do ativo e por consequência queda do investimento.

Com o exposto acima, pode-se entender como o investimento em capital fixo (capital de produção) são mais afetados que outros ativos em períodos de recessão ou crise em que o aumento da incerteza causa uma queda na confiança nas expectativas de longo prazo, provocando uma migração para ativos com maior liquidez no portfólio dos investidores (POSSAS, 2015).

A composição de portfólio dos capitalistas está relacionada com os rendimentos esperados decrescentes dos ativos, o rendimento de um ativo é decrescente devido ao fato de sua escassez ser decrescente na carteira do capitalista, isto é, quando mais o capitalista aumenta o número de um determinado ativo, menor será seu rendimento. No caso de um ativo de produção (capital fixo) seu fluxo de rendimento (Q) da equação (12) é decrescente porque existe uma restrição de demanda, ou seja, quando o capitalista acrescenta uma unidade de uma máquina utilizada na produção de um bem, significa que essa máquina irá aumentar a produção, nesse caso as vendas terão que aumentar juntamente, conseqüentemente haverá um ajuste pela queda no preço do produto produzido ou pelo aumento no custo de venda e queda no preço de demanda do equipamento (POSSAS, 2015).

No caso de ativos financeiros, os rendimentos são decrescentes devido a concentração de portfólio, em outras palavras, se o capitalista aumenta a concentração de seus investimentos em um ou poucos ativos haverá um risco crescente que corresponde ao aumento da taxa de desconto (j_a), isto é, o *spread* resultante da taxa de juros monetária (j) e a taxa derivada do risco do ativo (k_a), reduzindo o preço de demanda do ativo. Diferentemente de todos os outros ativos, o rendimento da moeda não se altera com acumulação, pois seu rendimento constitui seu prêmio de liquidez (L), não produz um fluxo de rendimentos (Q), seu custo de manutenção (C) é praticamente nulo e não existe uma taxa de liquidez porque é o ativo de liquidez absoluta (POSSAS, 2015).

De acordo com Silva (1999) a forma como o agente econômico decide financiar a aquisição dos ativos pode afetar a eficiência marginal do capital, a relação entre o total de ativos e o capital próprio denomina-se alavancagem. Por meio da alavancagem o agente pode aumentar o valor dos ativos acima do valor do capital próprio, o excedente de retornos resultante do financiamento aumenta a taxa de lucro sobre o capital próprio, no entanto quanto maior a alavancagem maior é a taxa de risco relacionada ao ativo (k_a). De forma análoga a alavancagem, uma empresa de capital aberto que emite novas ações para captar recursos pode provocar uma queda

na cotação, entretanto os acionistas majoritários tomam controle de um montante de capital que terceiros aportaram.

Por último, de acordo com Keynes (1996), uma crise econômica reduz a demanda agregada e aumenta a incerteza a respeito dos rumos da economia, a confiança nas expectativas de longo prazo caem, reduzindo drasticamente o investimento em capital fixo, neste contexto, uma política monetária de redução de juros da moeda não surtirá efeito, pois o crescimento da incerteza aumentará a taxa de risco do ativo (k_a), de modo que, no caso de uma crise persistente, a taxa de juros monetária (j) pode estar em níveis baixíssimos, no entanto o investimento não reage devido ao crescimento da taxa risco (k_a) e redução da eficiência marginal do capital fixo. Nesse contexto Keynes atribuiu ao Estado a função de interventor agindo de forma a estimular a demanda agregada e melhorar as expectativas através de algumas políticas públicas, dentre elas o aumento dos investimentos públicos e políticas fiscais que estimulassem os gastos com investimentos privados (LOPES, VASCONCELLOS, 2008).

2.3 TEORIA KALECKIANA DO INVESTIMENTO

Segundo Miglioli (2004), em todas as suas obras Kalecki debruçou-se em torno dos determinantes do investimento, pois para ele, na economia capitalista, o investimento é uma variável fundamental para entender a dinâmica dos ciclos econômicos e da distribuição da renda, com destaque para o livro *Teoria da Dinâmica Econômica* publicado em 1954.

Primeiramente, Kelecki afirma que por mais que o indivíduo seja instruído e dotado de um talento nato para os negócios, se não possuir capital considerável, dificilmente terá êxito no ramo, portanto, o pré-requisito para se tornar um capitalista, é possuir capital (MIGLIOLI, 2004).

Durante a grande crise de 1929, a produção industrial da Polônia havia caído vertiginosamente chegando a ficar com ociosidade da capacidade produtiva acima de 50% comparado com 1928. Kalecki observou que a produção industrial continuava caindo mesmo tendo capacidade produtiva ociosa e mão de obra disponível para elevar os níveis da atividade econômica e concluiu, da mesma forma que Keynes, que

a origem do problema era uma deficiência na demanda efetiva causada pelo encolhimento dos gastos dos capitalistas (MIGLIOLI, 2004).

Segundo Kalecki (1977) existe um hiato de tempo entre a decisão de investir em capital fixo e efetivamente concluir o investimento, em parte devido a fatores inerentes ao período e também devido a iniciativas retardadas por parte do investidor, dessa forma pode-se representar uma relação dessa forma:

$$F_{t+\tau} = D_t \quad (15)$$

Segundo Kalecki (1977, p. 117) “[...] onde o hiato, τ , é distância horizontal temporal das decisões de investimento por unidade de tempo, (D), e a curva temporal do investimento em capital fixo, (F).” Ou seja, a decisão de investir, (D), se materializará em efetivo investimento (F), após transcorrer o tempo ($t+\tau$) (KALECKI, 1977).

Conforme Kalecki (1977), as expectativas de uma firma a respeito de um investimento em um determinado período podem ser frustradas por fatores inerentes a situação econômica em geral, como previsão insuficiente de demanda ou limitações causadas pelo aumento do risco de financiamento, seja por crédito ou por mercado acionário, forçando a firma a postergar o investimento.

A decisão de investimento só será retomada quando houverem modificações no sentido de melhorarem as expectativas no período estipulado, as quais são, conforme Kalecki (1977, p. 118): “(a) acumulação bruta de capital pelas firmas a partir dos lucros correntes, isto é, sua poupança bruta corrente; e (b) modificações nos lucros e modificações no estoque de capital fixo, os quais, conjuntamente determinam as modificações na taxa de lucro”.

Conforme Miglioli (2004), a acumulação bruta de capital ou a poupança bruta corrente das firmas tem relação inversa ao risco inerente ao financiamento externo (seja por crédito ou por emissão de ações) ou seja, quanto maior a dívida, maior o risco. É importante salientar que Kalecki inclui na poupança bruta interna das firmas a poupança individual que os acionistas controladores depositaram nas empresas, considerando que a maior parte do montante da poupança da economia provém dos capitalistas, para simplificar, Kalecki considerou a poupança bruta interna das firmas como sendo a poupança agregada (S).

A acumulação de capital próprio estimula as decisões de investimento e as prospecções podem ser maximizadas por financiamentos de terceiros provocando um recuo nas restrições impostas pelo mercado de capitais. Nesse sentido, a taxa de

decisões de investimento em capital fixo (D) é uma função crescente da poupança bruta agregada (S). Se os investimentos forem deflacionados em termos de preços de bens de capital, da mesma forma a poupança bruta (S) deve ser deflacionada nos mesmos termos (KALECKI, 1977).

Entretanto, segundo Miglioli (2004) somente o volume de poupança (S) não determina o nível de investimento em capital fixo, apenas reflete o potencial de volume de investimento. O incentivo se dá através do aumento do nível de atividade, o que, por sua vez, reflete no aumento da taxa de lucro. Haverá um incentivo a aumentar a taxa de decisão de investimento quando, no decorrer do período, houver um aumento da taxa de lucro podendo tornar atraentes outros investimentos que no início do período não inspiravam confiança. Dessa forma, a mensuração da contribuição dos lucros por unidade de tempo mediante a nova taxa de decisão de investimento se dá através da divisão do valor da decisão dos novos investimentos pelo período de realização do total do investimento (KALECKI, 1977).

Com relação ao peso de novos investimentos na lucratividade Kalecki (1977, p. 118-119) afirma:

Quando se pesa a lucratividade de novos projetos de investimento, os lucros esperados são considerados com relação ao valor do novo capital em equipamento. Assim, os lucros são tomados com relação aos preços correntes dos bens de capital. Podemos levar em conta esse fator aplicando os lucros um deflator constituído pelo índice de preços dos bens de capital.

Uma empresa auferir lucro (P) após o fim de determinado período, deduz os impostos e deflaciona em relação ao preço dos bens de capital, sendo assim, com tudo mais constante, a taxa de decisões de investimento (D) é função crescente de $(\Delta K/\Delta t)$ (KALECKI, 1977). Entretanto, o estímulo que leva o capitalista a aumentar a taxa de decisões de investimento (D) em um determinado bem de capital (K) é um aumento na taxa do lucro em relação ao capital aplicado (K), o qual pode ser representada como a razão entre o lucro (P) e o montante de capital fixo (K) da empresa, ou seja, (P/K) . Portanto, *ceteris paribus*, um aumento no lucro (ΔP) provoca um aumento da taxa de lucro, por outro lado, um aumento no estoque de capital fixo (ΔK) provoca uma queda na taxa de lucro (MIGLIOLI, 2004). O aumento da taxa de lucro e do capital em relação ao período é representado pela seguinte razão: $(\Delta P/t)$ e $(\Delta K/t)$ (KALECKI, 1977).

Ceteris paribus, deflacionando o valor de estoque de capitais (K) em termos dos preços dos bens de capitais considera-se que a taxa de decisão de investimento

em bens de capital fixo (D) é uma função decrescente do aumento do estoque de capital em relação ao decorrer do tempo ($\Delta K/\Delta t$). De forma inversa, a taxa de decisão de investimento em bens de capital fixo (D) é uma função crescente do aumento do lucro no decorrer do tempo, isto é, ($\Delta P/t$) e da poupança bruta (S) (KALECKI, 1977). A partir dessas relações Kalecki (1977, p. 119) apresenta a seguinte equação para expressar a taxa de decisão de investimentos em capital fixo (D):

$$D = aS + b \frac{\Delta P}{\Delta t} - c \frac{\Delta K}{\Delta t} + d \quad (16)$$

Onde:

D = a taxa de decisões de investimento em capital fixo.

$\Delta P/\Delta t$ = o aumento do lucro em relação ao decorrer do tempo.

$\Delta K/\Delta t$ = o aumento do estoque de capital em relação ao decorrer do tempo.

S = a poupança total bruta privada.

a = o coeficiente que mensura a resposta da taxa de decisões de investimento em capital fixo (D) a parcela da poupança das firmas em relação a poupança total (S).

b = o coeficiente que mensura a resposta da taxa de decisões de investimento em capital fixo (D) frente a um aumento do lucro (ΔP).

c = o coeficiente que mensura a resposta da taxa de decisões de investimento em capital fixo (D) frente a um aumento no estoque de capital fixo (ΔK).

d = a constante que representa mudanças de longo prazo, como evolução tecnológica, por exemplo.

A relação (15) apresentada anteriormente, demonstra que a decisão de investir em capital fixo (D_t) no presente equivale ao investimento efetivo ($F_{t+\tau}$) após transcorrer o período ($t+\tau$), assim pode-se rescrever a equação (16) da seguinte forma:

$$F_{t+\tau} = \alpha S_t + b \frac{\Delta P_t}{\Delta t} - c \frac{\Delta K_t}{\Delta t} + d \quad (16a)$$

A expressão (16a) mostra como a variação do lucro e do estoque de capital afetam o investimento efetivo em capital fixo, basicamente, aumentos em no lucro (P_t), estimulam o investimento em capital fixo, e aumentos no estoque de capital (K_t) desestimulam o investimento em capital fixo (MIGLIOLI, 2004).

No entanto, levando em consideração a afirmação de Rosa Luxemburgo de que os capitalistas não investem como classe, a equação (16a) está incompleta, ou seja, se os capitalistas investem de formas variadas, a equação (16a) não representa uma equação definitiva para o investimento na prática. A variabilidade relativa aos diversos

tipos de investimento tem relação com a competição entre os capitalistas pelo maior lucro (MIGLIOLI, 2004).

Conforme Kalecki (1977), outro ponto a ser ressaltado que não está explícito é o fato de que a taxa de juros não compõe a expressão como influência determinante nas decisões de investimento porque investimento em bens de produção (bens de capital) são investimentos de longo prazo e a taxa de juros de longo prazo tende a não apresentar uma variabilidade significativa, portanto dificilmente influenciaria de forma significativa as decisões desse tipo de investimento frente à os outros fatores apontados como sendo atrativos a investimentos em capital fixo.

Conforme Jobim (1984, p. 81):

Kalecki mostrou que a taxa de juros não serve como equilibrador da oferta e procura de capital novo (poupança e investimento) pelo fato de que o investimento se autofinancia, isto é, o investimento uma vez realizado cria imediatamente uma poupança de igual valor, independente da taxa de juros em vigor. A determinação da taxa de juros é tratada como um fenômeno puramente monetário, sendo feita a distinção entre taxa de juros curto e de longo prazo.

Sendo assim, a capacidade de captação de recursos de uma empresa está associada ao seu capital próprio. O qual se constitui como fator fundamental na determinação da dimensão e das possibilidades de ampliação das empresas. Em outras palavras, quanto maior o capital próprio de uma empresa, menor será sua dependência de recursos de terceiros, conseqüentemente menor será o risco associado a esse tipo de financiamento. Entretanto, a condição para que aconteça um desenvolvimento estável de acumulação de capital é que a demanda efetiva e a capacidade produtiva cresçam uniformemente (JOBIM, 1984).

Em relação a períodos de crise econômica, naturalmente espera-se que rendimentos de títulos, como debêntures ou de ações preferenciais, subam e essas variações podem ser captadas por um aumento do coeficiente (*b*) da equação (16) o qual sinaliza um aumento do risco. Segundo Miglioli (2004), a intenção de Kalecki foi explicitar as principais variáveis que exercem maior influência sobre as decisões de investimento em capital fixo, entretanto sem desconsiderar os efeitos implícitos das variações dos coeficientes (*a*), (*b*) e (*c*).

Segundo Miglioli (2004), Kalecki faz algumas alterações referentes a interpretação do coeficiente (*a*) em relação a poupança total da economia (*S*). O coeficiente (*a*) passa a ser (*e*), o qual representa a parcela da poupança dos

capitalistas em relação ao total da poupança da economia, ou seja (eS_t). Nesse sentido, em uma situação que ($F_{t+\tau} = eS_t$), significa que o total resultante aplicado em capital fixo no tempo ($t+\tau$) resultante da aplicação da poupança dos capitalistas em forma de investimento (eS_t) no passado (t) são iguais, isto é, o investimento não gerou resultado negativo, nem positivo, foi indiferente.

No caso de ($F_{t+\tau} > eS_t$) indica que a aplicação da poupança dos capitalistas no tempo (t) resultou no investimento em capital fixo (F) maior que poupança do capitalista no tempo ($t+\tau$), ou seja, foi rentável após transcorrido o período de realização. Por outro lado, se ($F_{t+\tau} < eS_t$) indica que a poupança dos capitalistas no tempo (t) que resultou no investimento em capital fixo (F) no tempo ($t+\tau$), não foi rentável após transcorrido o período de realização, ou seja, não houve rendimentos (MIGLIOLI, 2004).

O que determina se o montante de investimento em capital fixo será maior, menor ou igual no tempo ($t+\tau$) que o montante da poupança dos capitalistas no tempo (t), é o nível das outras variáveis que compõem a equação (16a) que afetam as decisões de investimento (MIGLIOLI, 2004).

No mesmo sentido, de acordo com Kalecki (1977), para melhor compreensão dos fatores determinantes das decisões de investimento em capital fixo, os elementos componentes da equação (16a) devem ser interpretados sob óticas diferentes:

$$\frac{\Delta K}{\Delta t} = F - \delta \quad (17)$$

Significa dizer que a taxa de acréscimo de estoque de capital fixo ($\Delta K/\Delta t$) corresponde ao efetivo investimento em capital fixo (F) subtraindo a depreciação (δ). Então pode-se substituir o componente ($\Delta K/\Delta t$) da equação (16a) por ($F_t - \delta$) dessa forma:

$$F_{t+\tau} = aS_t + b \frac{\Delta P_t}{\Delta t} - c(F_t - \delta) + d \quad (16b)$$

Passando o elemento ($-cF_t$) para o outro lado da igualdade e dividindo todos componentes por ($1+c$) teremos:

$$\frac{F_{t+\tau} + cF_t}{(1+c)} = \frac{a}{(1+c)} S_t + \frac{F_{t+\tau}}{(1+c)} \frac{\Delta P_t}{\Delta t} + \frac{c\delta + d}{(1+c)} \quad (16c)$$

De acordo com Kalecki (1977) o primeiro elemento da equação corresponde à média ponderada entre ($F_{t+\tau}$) e (F_t), que pode ser considerado como um intervalo temporal entre (t) e (τ) representado por (θ). Dentro do intervalo temporal (θ) a resposta de modificações percentuais do estoque de capital (K) resultantes de

variações do valor do coeficiente (c) serão relativamente pequenas, portanto não resultará em impactos significativos na taxa de lucro ($\Delta P_t/\Delta t$). Nesse sentido, as variações de investimento em capital fixo (F) são mais afetadas por modificações nos níveis da poupança total (S) e pelas variações do lucro ($\Delta P/\Delta t$). A depreciação do capital fixo (δ), nesse caso, sofre variações leves, pois o investimento líquido em capital fixo ($\Delta k/\Delta t$) em um ciclo, também será pequeno, portanto o coeficiente (c) será menor que a unidade. Pode-se reescrever a equação (16c):

$$F_{t+\theta} = \frac{a}{(1+c)} S_t + \frac{b}{(1+c)} \frac{\Delta P_t}{\Delta t} + \frac{c\delta+d}{(1+c)} \quad (16d)$$

A fim de simplificar a equação pode-se reescrever da seguinte forma:

$$F_{t+\theta} = \frac{a}{(1+c)} S_t + b' \frac{\Delta P_t}{\Delta t} + d' \quad (16e)$$

$$\text{Onde: } b' = \frac{b}{(1+c)} \text{ e } d' = \frac{c\delta+d}{(1+c)}$$

O fator (1+c) reflete o efeito negativo sobre as decisões de expansão de investimento em capital fixo (D). A constante (d') na equação (16e) reflete as modificações de longo prazo, nesse caso as inovações tecnológicas assumem o papel importante para expansão da produtividade. O coeficiente (b') reflete a intensidade do efeito de flutuações cíclicas da economia que alteram o lucro, ou seja, alterações inerentes as condições de mercado, de fatores econômicos que ao longo do período se alteraram. O coeficiente (a) representa a intensidade da resposta da taxa de decisões em investimento em capital fixo (D) frente a um aumento na poupança agregada corrente (S). O aumento na poupança interna das firmas é menor que o aumento da poupança agregada corrente da economia, significa dizer que (a) é menor que a unidade (KALECKI, 1977).

De acordo com Jobim (1984), apesar de não receber o devido destaque, o caráter dinâmico da abordagem teórica de Kalecki, principalmente a respeito dos determinantes do investimento, contribuiu significativamente para compreensão dos ciclos econômicos observados ao longo da história do capitalismo.

Neste capítulo objetivou-se apresentar a base teórica a respeito do investimento em capital fixo e seus determinantes. No próximo capítulo apresenta-se a revisão da literatura empírica nacional e internacional.

3. RELAÇÃO ENTRE ATIVIDADE ECONÔMICA, INVESTIMENTO EM CAPITAL FIXO E INCERTEZA: REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

O objetivo deste capítulo é a revisão de alguns trabalhos empíricos já realizados a respeito dos efeitos do aumento da incerteza na atividade econômica em geral. Embora alguns teóricos economistas como Keynes e Kalecki já tenham abordado o tema em suas obras – tanto no ambiente macro quanto no microeconômico - relativamente poucos estudos foram realizados embasados em dados econômicos reais, a despeito da importância do tema. Os trabalhos expostos a seguir, basicamente, foram desenvolvidos através da construção de modelos de vetores autorregressivos (VAR), fato que se explica pela versatilidade em tratar de variáveis *proxies* como incerteza ou confiança e tendo em vista a dificuldade de se identificar a ordem de causalidades.

3.1 LITERATURA EMPÍRICA INTERNACIONAL

Bloom (2009), afirma que o aumento da incerteza após determinados eventos exógenos podem afetar de maneira significativa projeções e expectativas dos agentes econômicos. O autor demonstra pelo método de vetores autorregressivos (VAR) como choques de incerteza causam maior volatilidade no mercado de ações refletindo negativamente em variáveis macroeconômicas como emprego, produção industrial, índice de preços ao consumidor, produtividade média por hora e a taxa de fundos federais. A série de tempo, entre 1962 e 2005, demonstra o comportamento do desvio padrão do mercado de ações dos EUA após 16 acontecimentos relevantes. Dentre os acontecimentos estão a crise dos mísseis em Cuba em 1962, o assassinato de John F. Kennedy em 1963, as duas crises do petróleo da década de 1970 e os ataques terroristas de 11 de setembro de 2001.

As estimativas de Bloom (2009) revelam que um choque de volatilidade provoca uma ligeira queda de 1% na produção industrial em quatro meses com recuperação gradual em sete meses após o choque. No caso da taxa de fundos federais, o choque provoca uma recuperação muito mais lenta, de 0,6% em dois anos. Após o choque, o nível de emprego apresenta comportamento semelhante ao da produção industrial, com queda de aproximadamente 1% em cinco meses e recuperação em aproximadamente 10 meses.

Bloom (2009) utilizou também o método de momentos simulados para verificar os efeitos de grandes choques de incerteza sobre custo do trabalho e ajuste de capital das empresas, observando queda acentuada do emprego e produção no curto prazo, seguidas de uma rápida recuperação, resultando em um *overshoot* no médio prazo e uma estabilização no longo prazo.

Bachman, Elstner e Sims (2013) analisaram os efeitos da incerteza sobre a indústria dos EUA e Alemanha. Para isso reuniram dados da *Business Outlook Survey* (BOS) uma pesquisa mensal feita pelo Banco da Reserva Federal da Filadélfia para indústria e dados do *The German IFO Business Climate Survey* (IFO). A partir desses dados foram construídos índices de confiança, incerteza, atividade e rotatividade de mão de obra.

Através do método de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), Bachman, Elstner e Sims (2013), observaram que após um choque de aumento de incerteza e queda na confiança, a produção industrial dos EUA sofre queda de cerca de 1%, sem efeito *overshoot* no médio prazo e sem tendência reversão ascendente no longo prazo, indicando um comportamento de inércia. Para a Alemanha os resultados foram semelhantes, no entanto com queda mais acentuada no emprego.

Bachman, Elstner e Sims (2013) concluíram nos EUA e Alemanha, o efeito de incerteza sobre a atividade industrial sugere que após um choque os empresários ficam avessos ao risco. Esse comportamento leva a conclusão de que tempos ruins geram incerteza e vice-versa, mantendo a produção e o emprego em um estado estacionário ou somente sofrem flutuações sazonais inerentes a atividade.

Denis & Kannan (2013), entretanto, encontraram evidências de efeitos mais contracionistas sobre a economia do Reino Unido em períodos de maior incerteza. Como medidas de incerteza utilizaram a volatilidade implícita do mercado de ações (FTSE-100) do *Bank of England* (BOE) e a dispersão de previsões do PIB de um ano à frente do Reino Unido, entre 1989 e 2011.

Através da construção de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), Denis & Kannan (2013), analisaram os efeitos das variáveis de incerteza acima mencionadas sobre a taxa de desemprego, o índice de produção industrial, o índice de confiança do consumidor e a estimativa mensal do PIB do *National Institute of Economic and Social Research* (NIESR).

Os resultados de Denis & Kannan (2013) demonstram que cinco meses após o choque do FTSE-100 a produção industrial sofre queda de 0,6% com recuperação

total em dois anos. Após nove meses o PIB sofre uma queda de 0,3%, com recuperação em três anos. O índice de confiança do consumidor cai 1% e a taxa de desemprego aumenta 0,08%, no entanto, com 90% de confiança, não tem relevância estatística.

Em relação a dispersão das previsões do PIB para um ano a frente, Denis & Kannan (2013), chegaram a conclusão de que os resultados dos choques sobre a produção industrial, o agregado do PIB e desemprego são semelhantes aos choques do FTSE-100. Entretanto o erro padrão aumenta em todos os casos e, em relação ao PIB, com 90% de confiança, o resultado não tem significância estatística. Esses resultados levaram os autores a se concentrarem nos choques de volatilidade do mercado de ações.

Para os testes robustez, Denis & Kannan (2013), incluíram no modelo a previsão média do PIB, que representaria uma perspectiva geral para um ano a frente, a fim de verificar se o primeiro modelo estaria capturando a previsão média e não os choques de incerteza. Os resultados demonstraram que a resposta da produção industrial foi uma queda de 1%, ou seja, maior que a resposta a um choque de incerteza de 0,6% e a resposta do desemprego, com 90% de confiança, foi significativo.

Para descartar alguma correlação serial residual, Denis & Kannan (2013) estimaram o modelo VAR com doze defasagens e obtiveram resultados semelhantes ao primeiro modelo. O último teste de robustez foi a mudança da ordem de variáveis, os testes em que a variável de incerteza se encontra por último demonstram impactos mais fracos do que do modelo-base.

Denis & Kannan (2013), ainda comparam os efeitos dos choques de incerteza com os efeitos de choques produzidos pela política monetária. Como variável da política monetária, os autores acrescentaram no modelo a taxa de juros oficial do Banco da Inglaterra (BOE). Como resultado, um aumento de 1% na taxa de juros, provoca uma queda de 0,5% na produção industrial e o PIB cai 0,4% quinze meses após ao choque, com recuperação em dois anos. Em relação ao desemprego, houve uma queda de 0,15% dezoito meses após o choque, dessa vez com significância significativa, com 90% de confiança. Por último, a confiança do consumidor sofre queda de 3%.

A conclusão de Denis & Kannan (2013) foi de que os choques de incerteza no Reino Unido produzem um efeito mais rápido, de aproximadamente seis meses após

o choque no PIB e na produção industrial. Já o efeito da taxa de juros ocorre entre 15 e 16 meses após o choque. No entanto, o emprego revela-se mais sensível a um choque na taxa de juros do que na incerteza. A hipótese por trás desse comportamento é o fato de que um choque na taxa de juros afeta a confiança do consumidor, o que, conseqüentemente, afeta o emprego.

Moore (2017) analisou os efeitos de choques de incerteza econômica internos e externos sobre a economia australiana através de funções impulso-resposta estimando dois modelos de vetores autoregressivos (VAR), um com séries temporais mensais e outro com séries trimestrais, entre outubro de 1986 e dezembro de 2014. As variáveis utilizadas pelo autor foram: um índice de incerteza econômica, a taxa de crescimento do emprego, a taxa de crescimento das vendas a varejo, a taxa básica de juros, o índice de confiança do consumidor, a taxa de crescimento do investimento em maquinário e equipamentos, a taxa de crescimento do consumo de bens duráveis, a taxa de poupança e o índice de incerteza política dos EUA.

Moore (2017) utilizou o modelo com séries mensais para verificar os efeitos da incerteza econômica sobre o emprego, vendas a varejo, taxa de juros e confiança do consumidor. Os resultados das funções impulso-resposta apontaram um leve efeito contracionista sobre as vendas a varejo e emprego. Já a taxa de juros retrai de maneira persistente. Além disso, o autor verifica o efeito de um choque de incerteza econômica sobre da taxa de crescimento de emprego de turno integral comparando com a taxa de crescimento de emprego de meio turno. Os resultados revelaram um aumento de aproximadamente 0,5% do emprego de meio turno e uma queda de aproximadamente 0,26% no emprego de turno integral após o choque.

Moore (2017) utilizou o índice de incerteza política dos EUA para verificar os efeitos de choques de incerteza externos sobre a economia australiana. Os resultados apontaram um efeito negativo ligeiramente maior comparado aos efeitos dos choques de incerteza doméstico, sobre vendas a varejo, emprego, confiança do consumidor e taxa de juros.

Moore (2017) utilizou o modelo com séries trimestrais para analisar os efeitos da incerteza econômica sobre o consumo de máquinas e equipamentos, consumo de bens duráveis e taxa de poupança. Os resultados apontaram um efeito negativo no consumo de máquinas e equipamentos, com um pico de queda de aproximadamente 4% em quatro meses, o consumo de bens duráveis cai cerca de 1% em dois meses e

a taxa de poupança aumenta aproximadamente 0,5% em dois meses após o choque, com tendência de crescimento.

3.2 LITERATURA EMPÍRICA SOBRE O BRASIL

Costa Filho (2014) a fim de observar os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil, utilizou como medidas de incerteza um índice construído a partir da frequência de notícias com palavras a “incerteza”, o desvio padrão das expectativas do crescimento econômico e a volatilidade do mercado de ações brasileiro (IBOVESPA). As variáveis econômicas foram os indicadores de produção industrial, varejo, confiança do consumidor, número de empregados formais, taxa de desemprego e o índice de atividade econômica (IBC-Br) do Banco Central. O autor também compara os efeitos da incerteza e da política monetária sobre as variáveis acima mencionadas.

O modelo de Costa Filho (2014) foi estimado pelo método de vetores autorregressivos (VAR) bivariados em um período entre janeiro de 2004 e dezembro de 2013, contendo 120 observações. O coeficiente de correlação entre a variável de incerteza medida pelo desvio padrão das expectativas de crescimento foi maior entre o IBC-Br e a produção industrial. O índice de incerteza construído a partir de notícias contendo a palavra “incerteza” apresentou maior correlação com a confiança do consumidor e a volatilidade do mercado acionário não apresentou correlação estatisticamente significativa com os indicadores de atividade analisados.

Os resultados do modelo VAR de Costa Filho (2014) de impulso resposta a um choque de incerteza construído a partir da frequência de notícias com a palavra “incerteza” mostrou uma queda de aproximadamente 1% na produção industrial e no índice de confiança do consumidor. Em relação ao desemprego, o IBC-Br e o número de empregados, os choques causaram respostas abaixo de 1%, todos os choques são sentidos em menos de 5 meses. Na decomposição das variâncias dos indicadores, os resultados mostram que, em 10 meses, 30% da variação da produção industrial e do IBC-Br são explicados pelo índice de incerteza construído, o emprego 20%.

Os resultados do modelo VAR de Costa e Filho (2014) de impulso resposta a um choque de incerteza medido pelo desvio padrão das expectativas de crescimento econômico 1 ano a frente, mostram que a variável mais afetada é a confiança do

consumidor sofrendo uma queda de cerca de 1% após o choque. A produção industrial cai aproximadamente 0,5%, já IBC-Br, emprego e varejo caem entre 0,2% e 0,3%. Em relação a decomposição das variâncias dos indicadores, os resultados são semelhantes aos estimados pelo índice de incerteza, onde, em 10 meses, de 10% a 15% da variação da produção industrial e do IBC-Br são explicados pelo desvio padrão das expectativas de crescimento econômico.

Com relação aos choques de incerteza medidos pela variabilidade do mercado acionário (IBOVESPA), a produção industrial sofre queda de 1%, a confiança do consumidor cai de 1% a 2%, o IBC-Br apresenta queda de 0,5%, o desemprego fica entre 0% e 0,05%, e vendas a varejo sofrem queda entre 0,1% e 0,2%. Novamente, as variáveis mais afetadas são a produção industrial e o índice IBC-Br. Os resultados revelam que, em 10 meses, cerca de 40% da variância dos indicadores acima mencionados é explicada pela medida de incerteza representada pela volatilidade do mercado acionário (COSTA FILHO, 2014).

Barbosa (2018) aponta como principal canal de impacto da incerteza sobre variáveis econômicas o canal denominado *real option*, pelo qual a incerteza tem efeito contracionista sobre o investimento, emprego e, conseqüentemente, sobre o produto. Pelo lado do consumo, existe um movimento de poupança por motivo de precaução, ou seja, os indivíduos estariam dispostos a consumir menos frente a um ambiente econômico instável, fato que, conseqüentemente, afetaria a arrecadação tributária.

Barbosa (2018) examinou os efeitos de choques de incerteza na arrecadação tributária pelo método de vetor autorregressivo estrutural (SVAR). O modelo foi construído com séries contendo 240 observações de frequência mensal entre 1997 e 2016 da receita fiscal, despesa fiscal, transferências (deflacionadas pelo IPCA), IPCA, taxa de desemprego e o índice de confiança do consumidor (ICC). Como medidas de incerteza foram utilizados os índices de incerteza político-econômico (EPU), volatilidade do mercado acionário (IBOV) e o índice de incerteza econômica (IIE-Br).

Os resultados do modelo (SVAR) de Barbosa (2018) revelaram que um choque de incerteza (EPU) reduz a receita fiscal rapidamente em aproximadamente 0,3%, com uma recuperação em 5 trimestres após o choque. Já a despesa fiscal sofre uma queda imediata, mas não significativa e não duradoura, voltando ao nível anterior ao choque em 2 trimestres. O impacto sobre as transferências foi uma queda de aproximadamente 0,25%, com recuperação em 5 trimestres.

Barbosa (2018) estimou pelo mesmo método (SVAR) o impacto de incerteza medido pelo índice IIE-Br e IBOV. Os resultados obtidos são semelhantes ao impacto de incerteza medido pelo índice EPU. Ambos impactos são contracionistas com a diferença de que, no caso do choque do IIE-Br, a recuperação é mais rápida. No entanto, um choque do IIE-Br sobre a despesa é menos contracionista e mais prolongado e sobre as transferências o efeito foi positivo.

Barbosa e Zilberman (2018) encontraram evidências empíricas de como o aumento da incerteza doméstica e externa afetam variáveis econômicas no Brasil através da estimação de vários modelos de vetores autorregressivos (SVAR) estruturais. Foram construídas *proxies* com dados de frequência mensal entre março de 2002 e fevereiro de 2016 somando 168 observações.

Barbosa e Zilberman (2018) construíram a primeira medida de incerteza através da frequência de notícias que continham palavras que remetem a incerteza e instabilidade econômica e instabilidade política. A segunda medida de incerteza foi obtida pela volatilidade implícita dos contratos de opção de câmbio com vencimento de um mês. A terceira medida de incerteza foi o desvio padrão dos retornos do Ibovespa. A quarta medida foi o desvio padrão das expectativas de inflação do relatório Focus 12 meses para frente. A quinta medida foi construída extraíndo o componente principal que resume as quatro medidas mencionadas anteriormente. A sexta e última medida de incerteza doméstica foi o índice de incerteza econômica (IIE-Br).

Barbosa e Zilberman (2018) utilizaram como medida de incerteza externa o componente principal extraído das inúmeras séries de medidas de incerteza dos principais parceiros comerciais do Brasil. Como variáveis econômicas foram utilizados a meta da taxa Selic, o número de empregados, a produção da indústria, o índice de atividade econômica (IBC-Br), a formação bruta de capital fixo (FBCF) e o índice Ibovespa.

No modelo de Barbosa e Zilberman (2018) os choques de incerteza provocaram uma queda de 0,8% a 1,3% na produção industrial seis meses após o choque. Cinco das seis medidas de incerteza provocaram um recuo estatisticamente significativo de 0,2% a 0,6% no índice de atividade econômica IBC-Br seis meses após o choque. A formação bruta de capital fixo (FBCF) sofre queda de 1,1% a 1,7% seis meses após os choques de incerteza. Os choques das medidas de incerteza externa provocaram queda de 0,5% no IBC-Br e de 0,3% na produção industrial, ambos

também seis meses após o choque. Com relação ao investimento em capital fixo os resultados não foram estatisticamente significativos.

Godeiro e Lima (2017) estimaram os efeitos da incerteza macroeconômica no Brasil por meio de um modelo de vetores autorregressivo (VAR) com dados obtidos do IPEA, do Banco Central e do IBGE, de janeiro de 2002 a junho de 2015, com frequência mensal. A partir desses dados foi construído um índice de incerteza através dos índices coincidentes e *leading indicators*.

Os resultados obtidos por Godeiro, Lima (2017) indicam que a incerteza macroeconômica tem correlação negativa com a produção industrial de -0,19, -0,32, e -0,33 em 1, 3 e 12 meses respectivamente. Além disso foram feitos testes de causalidade de Granger entre o índice de incerteza mencionado anteriormente e produção industrial e emprego. Os testes mostram que o índice contribui para a previsão do nível de emprego e produção industrial. Os autores concluem que o índice de incerteza ajuda a prever períodos de recessão econômica relacionando períodos, como em 2008, em que o índice aumentou de 1,05% para 1,3%, e a recessão de 2009. Contribuindo nessa linha de raciocínio, em 2013 o índice começa a subir, o que, segundo Godeiro e Lima (2017), seria um indício da recessão que estaria por vir em 2014, 2015 e 2016.

Marschner e Ceretta (2021) estimaram os efeitos de curto e longo prazo da incerteza econômica e da política monetária sobre as expectativas dos investidores brasileiros por meio da aplicação de um modelo autoregressivo de defasagens distribuídas. Os autores utilizaram séries mensais entre janeiro de 2006 e março de 2020 totalizando 171 observações das seguintes variáveis: o Índice de Confiança do Consumidor (ICC) para representar os sentimentos dos investidores em relação à economia; o Índice de Incerteza Econômica (IIE-Br); a taxa de inflação (IPCA), taxa de câmbio e taxa de juros (SELIC) para representar os canais de transmissão de incerteza na política monetária.

Os resultados de Marschner e Ceretta (2021) concluíram que o aumento da incerteza econômica e da política monetária afetam negativamente as decisões de investimento no longo prazo. A inflação tem efeito negativo sobre o investidor no longo e no curto prazo. A taxa de juros exerce um efeito negativo semelhante a inflação, indicando efeito maior no longo prazo em comparação com o curto prazo. Já o impacto da taxa de câmbio apresentou efeitos negativos maiores no curto prazo em comparação ao longo prazo.

O objetivo deste capítulo foi apresentar a literatura empírica brasileira e internacional a respeito dos efeitos das medidas de incerteza sobre a atividade econômica geral e sobre o investimento em capital fixo. No próximo capítulo apresenta-se a metodologia, a fonte e tratamento dos dados.

4. METODOLOGIA, FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

O propósito deste capítulo é apresentar a metodologia econométrica de Vetores Autorregressivos (VAR) e de Vetor de Correção de Erros (VEC) empregada neste trabalho, bem como a fonte e a metodologia de tratamento dos dados coletados. O objetivo deste estudo é analisar os efeitos da incerteza político econômica e da confiança dos empresários sobre o investimento em máquinas e equipamentos.

Desse modo, na primeira seção deste capítulo será apresentado um resumo das variáveis utilizadas e a metodologia utilizada no tratamento dos dados, em seguida, na segunda seção, é apresentado um resumo da metodologia econométrica VEC utilizada neste trabalho.

4.1 FONTE E TRATAMENTO DOS DADOS

Os dados utilizados neste estudo incluem cinco séries de índices com duzentos e quatro observações mensais cada. Estes índices refletem os níveis de confiança empresarial e incerteza político-econômica, bem como o nível de investimento em máquinas e equipamentos no Brasil, entre janeiro de 2003 e dezembro 2019. A seguir, uma breve descrição de cada índice:

- a) Indicador de Consumo Aparente de Máquinas e Equipamentos (CAME)²: Indicador divulgado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Este índice foi escolhido como indicador de investimento em bens de capital fixo por representar o consumo de máquinas, equipamentos, componentes mecânicos, partes e peças utilizados na indústria, construção, agricultura e extração mineral. Equivale a produção doméstica somada as importações e subtraída as exportações. Espera-se que essa variável responda de forma negativa

² A partir deste ponto utiliza-se os termos bens de capital ou bens de capital fixo como sinônimo para o indicador CAME.

diante de um aumento na incerteza econômica e da incerteza na política econômica. Representação da série: **LCAME**;

- b) Indicador de Incerteza Econômica - Brasil (IIE-Br): Índice divulgado pelo Instituto Brasileiro de Economia (FGV-IBRE) que mensura o grau de incerteza econômica com base em notícias veiculadas nos principais jornais do país e em expectativas do mercado a respeito da economia. Este índice é composto pelo Indicador de Incerteza Mídia (IIM-Br-Mídia), o qual corresponde a incidência de notícias com palavras relacionadas a incerteza econômica com peso de 80% no índice geral e pelo Indicador de Incerteza de Dispersão de Expectativas (IIE-Br-Expectativas), o qual reflete a dispersão de expectativas de especialistas a respeito de variáveis macroeconômicas com peso de 20% no índice geral. Espera-se que o crescimento dessa variável provoque uma queda em LCAME. Representação da série: **LIIE_BR**;
- c) Indicador de Incerteza de Política Econômica (EPU): Indicador divulgado pelo *Economic Policy Uncertainty*³, semelhante ao IIE-Br, porém com uma metodologia de construção com foco em notícias somente da Folha de São Paulo a respeito das políticas econômicas adotadas pelo governo. Dessa forma, o EPU enfatiza a incerteza gerada pelas ações do governo no âmbito econômico. Espera-se que o crescimento dessa variável influencie negativamente as variáveis LCAME e LIBC_BR. Representação da série: **LEPU**;
- d) Indicador de Confiança Empresarial (ICE): Índice divulgado pelo FGV-IBRE que reflete o nível de confiança de empresários da indústria de transformação, construção, comércio e serviços. Espera-se que o crescimento dessa variável provoque movimentos positivos nas variáveis LCAME e LIBC_BR. Representação da série: **LICE**;
- e) Indicador de Atividade Econômica (IBC-Br): Índice divulgado pelo Banco Central (Bacen) que reflete o nível de atividade econômica. O IBC-Br é construído a partir de dados de volumes dos produtos da indústria, agropecuária e serviços, dessa forma, este índice representa uma aproximação do desempenho do PIB. Espera-se uma retração dessa

³ Economic Policy Uncertainty: <https://www.policyuncertainty.com>.

variável frente ao crescimento das variáveis LIIE_BR e LEPU. Por outro lado, espera-se um crescimento em LIBC_BR diante do aumento de LICE. Representação da série: **LIBC_BR**

Os valores que compõem uma série de tempo, podem sofrer choques temporários inerentes ao um breve período do ano. Esses choques devem ser suavizados a fim de não causarem má estimação dos coeficientes. Assim, neste trabalho, as séries foram ajustadas sazonalmente pelo método Arima X13, em seguida, sofreram transformação logarítmica.

4.2 METODOLOGIA DE MODELOS DE SÉRIE TEMPORAL

Esta seção tem objetivo de apresentar os modelos VAR/VEC e os testes estatísticos necessários para a verificação da estacionariedade das séries de tempo. Sendo assim, esta sessão será dividida em duas subseções: primeiramente será abordado o problema da não estacionariedade serial e os testes estatísticos necessários para identifica-la; na sequência, serão apresentados os modelos VAR/VEC.

4.2.1 Estacionariedade Serial

Segundo Gujarati e Porter (2011), uma serie temporal é um conjunto de valores de uma variável ordenados ao longo do tempo. Dito isso, é necessário entender as particularidades intrínsecas a este padrão de agrupamento de dados antes de estimar um modelo econométrico.

Uma série de tempo possui estacionariedade quando apresenta média e variância constantes e a covariância depender somente da distância, intervalo e defasagem entre dois pontos no tempo. A presença de estacionariedade em uma série de tempo a torna mais previsível, pois, mesmo após um choque, sempre oscilará em torno de sua média em amplitudes constantes. Por outro lado, se uma série não apresenta estacionariedade, os choques não se dissipam, causando alterações em sua média e variância ao longo do tempo (GUJARATI; PORTER, 2011).

Em econometria, um teste estatístico muito comum utilizado para verificar a presença ou ausência de estacionariedade nas séries é o teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) (DF). Entretanto, para possibilitar a correção de uma possível

autocorrelação nos resíduos, neste trabalho, primeiramente optou-se pelo teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de Said e Dickey⁴. Em seguida, aplicou-se o teste de raiz unitária de Phillips e Perron (1988)⁵.

Antes de aplicar o teste (ADF) em uma série temporal, deve-se observar qual modelo de equação é mais adequado, conforme as funções a seguir:

$$\Delta Y_t = \delta \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta \cdot Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \cdot \Delta Y_{t-1} + u_t \quad (19)$$

Onde:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$$

$$\delta = (\rho - 1)$$

β_1 = constante ou termo de intercepto.

$\beta_2 t$ = coeficiente de tendência no tempo.

u_t = termo de erro de ruído branco.

A função (17) consiste em um passeio aleatório sem tendência e deslocamento. A função (18) se trata de um passeio aleatório com deslocamento pois possui um coeficiente β_1 . Já a função (19) é um exemplo de função com deslocamento e tendência, pois possui um coeficiente β_2 que, somado ao β_1 , gera uma tendência linear. A diferença do teste ADF para o DF, é a inclusão do coeficiente α_i , o qual tem a função de corrigir a autocorrelação dos resíduos (u_t) mediante a defasagens de ΔY_t .

As equações acima expostas são estimadas pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Após a identificação do processo estocástico adequado para Y_t , aplica-se o teste ADF e verifica-se o valor do coeficiente δ . A não rejeição da hipótese nula (H_0) indica que o valor de δ é estatisticamente igual a zero, nesse caso, $\rho = 1$, conseqüentemente, há raiz unitária e a série não é estacionária. Por outro lado, se o parâmetro δ é menor que zero, rejeita-se a hipótese nula, em outras palavras, a série é estacionária, ou seja, não há raiz unitária. O problema da raiz unitária e conseqüente não estacionariedade, consiste no fato de que quando o parâmetro δ é igual a zero, todo choque passado incide sobre o valor da variável Y_t alterando a sua média e variância. Além disso, vale ressaltar que a presença de raiz unitária indica uma relação espúria entre as variáveis.

⁴ Para maiores detalhes ver Said e Dickey (1984).

⁵ O teste estatístico Phillips-Perron é semelhante ao ADF, porém verifica a presença de raiz unitária com estimadores que controlam a autocorrelação dos resíduos.

Ademais, séries temporais podem apresentar o problema da heterocedasticidade, que consiste em uma instabilidade na variância dos erros. Sendo assim, a fim de verificar a presença de heterocedasticidade nos modelos propostos, neste trabalho foi utilizado o teste de White (1982)⁶.

4.2.2 Modelos Autorregressivos e de Vetores de Correção de Erros (VAR/VEC)

A adoção de premissas de causa e efeito em modelos estáticos da teoria econômica tradicional leva a resultados que não são observados empiricamente. Além disso, em econometria, ao se determinar quais são as variáveis exógenas e endógenas, ignora-se os possíveis efeitos de outras variáveis não incluídas, resultando em modelos de equilíbrio fechados que não correspondem à realidade (SIMS, 1980).

De acordo com Gujarati e Porter (2011), um modelo Vetorial Autorregressivo (VAR) tem semelhança com um sistema de equações estimadas simultaneamente no que se refere a endogenia das variáveis que compõem as funções. Entretanto, os modelos VAR são estimados com elementos vetoriais, ou seja, um conjunto de equações em que não se diferencia variáveis exógenas das endógenas, ou seja, todas variáveis exercem e sofrem influência umas às outras, resultando em um modelo de efeitos dinâmicos.

Considerando duas séries temporais (y_t e x_t), um VAR pode ser representado da seguinte forma:

$$y_t = \beta_{10} + \beta_{11} \cdot y_{t-1} + \beta_{12} \cdot x_{t-1} + u_t^y \quad (20)$$

$$x_t = \beta_{20} + \beta_{21} \cdot x_{t-1} + \beta_{22} \cdot y_{t-1} + u_t^x \quad (21)$$

$$u_t^{y,x} \sim N(0, \sigma_{y,x}^2)$$

Onde:

y_t e x_t = vetores autorregressivos das séries.

β_{10} e β_{20} = parâmetros de intercepto.

β_{11} , β_{12} , β_{21} e β_{22} = coeficientes de tendência.

$u_t^{y,x}$ = termo de erro.

⁶ Conforme White (1982), a estimação de um modelo de regressão gera um resíduo resultante da relação de duas ou mais variáveis, o qual pode ou não apresentar variância constante. Quando o resíduo possui variância constante, diz-se que é homocedástico, do contrário, diz-se que é heterocedástico.

Nas equações acima há uma relação endógena porque, na equação (20), o y_t é a variável endógena, enquanto que na equação (21), o x_t é a variável endógena. Além disso, os choques passados (y_{t-1}) e (x_{t-1}) afetam os valores de y_t e x_t , resultando em duas relações autorregressivas. Ademais, o modelo VAR pode estimar relações de endogenia de n variáveis, ou seja, para cada variável uma equação, resultando em um sistema de equações estimadas simultaneamente (GUJATATI; PORTER, 2011).

Entretanto, ao estimar um modelo VAR presume-se que as variáveis das séries são estacionárias em nível, ou seja, são integradas de ordem zero [I(0)]. Contudo, se as variáveis não são estacionárias I(0), mas apresentarem estacionariedade na primeira diferença [I(1)] e relação de cointegração no longo prazo, aplica-se o modelo VEC (HARRIS, 1995).

Supondo duas variáveis cointegradas não estacionárias em nível (x_t, y_t), portanto, integradas de ordem I(1), a relação de cointegração é representada da seguinte forma:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + e_t \quad (22)$$

$$e_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 \cdot x_t \quad (22a)$$

$$\hat{e}_t \sim I(0)$$

Onde os resíduos estimados apresentam cointegração [$\hat{e}_t \sim I(0)$], ou seja, as variáveis y_t e x_t da equação (22) possuem uma relação estável de longo prazo.

Antes de estimar o modelo VEC, deve-se testar a estacionariedade das séries pelo método ADF e Phillips-Perron mencionados na seção 3.2.1. Verificada a presença estacionariedade serial, passa-se a estimação do modelo.

Um modelo VEC de duas⁷ variáveis pode ser representado genericamente da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_{10} + \alpha_{11} \cdot (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \cdot x_{t-1}) + v_t^y \quad (23)$$

$$\Delta x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} \cdot (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \cdot x_{t-1}) + v_t^x \quad (24)$$

Onde:

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

⁷ Conforme Enders (2010), no modelo VEC é possível estimar a relação de cointegração entre n variáveis.

A relação de cointegração das variáveis é representada pelo resíduo defasado da equação (22a), $(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \cdot x_{t-1})$. Multiplicando e substituindo os termos das equações (23) e (24), obtém-se:

$$y_t = \alpha_{10} + (\alpha_{11} + 1) \cdot y_{t-1} - \alpha_{11} \cdot \beta_0 - \alpha_{11} \cdot \beta_1 \cdot x_{t-1} + v_t^y \quad (25)$$

$$x_t = \alpha_{20} + \alpha_{21} \cdot y_{t-1} - \alpha_{21} \cdot \beta_0 - (\alpha_{21} \cdot \beta_1 - 1) \cdot x_{t-1} + v_t^x \quad (26)$$

Onde:

α_{11} e α_{21} = coeficientes de correção de erros.

Os coeficientes de correção de erros determinam a velocidade de ajustamento das variáveis y_t e x_t ao longo do tempo frente ao erro cointegrado: $e_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 \cdot x_t$. Em outras palavras, os coeficientes α_{11} e α_{21} tornam o modelo estável, dessa forma: $(-1 < \alpha_{11} \leq 0)$ e $(0 < \alpha_{21} \leq 1)$. O critério de número defasagens no VAR é baseado no valor de Akaike e Schwarz, o número de defasagens que apresentar o menor valor é o mais adequado (ENDERS, 2010).

Ao estimar o modelo VEC, é necessário testar a presença de autocorrelação nos resíduos. Para este fim, neste trabalho optou-se pelo teste de Breush-Godfrey (1978) ou teste (LM). Este teste consiste basicamente em fazer uma regressão do resíduo contra ele próprio defasado, conforme a expressões a seguir:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_t + u_t \quad (27)$$

$$u_t = \rho_1 \cdot u_{t-1} + \rho_2 \cdot u_{t-2} + \dots + \rho_p \cdot u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (28)$$

A estatística do teste é baseada na regressão:

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_t + \hat{\rho}_1 \cdot \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \cdot \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \cdot \hat{u}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (29)$$

Os termos $(\hat{\rho}_1 \cdot \hat{u}_{t-1})$, $(\hat{\rho}_2 \cdot \hat{u}_{t-2})$, $(\hat{\rho}_p \cdot \hat{u}_{t-p})$ são estimados na equação (28), assim, para estimar a equação (29), considera-se uma amostra $(n - p)$. A hipótese nula indica ausência de correlação entre os resíduos ($H_0: \rho_p = 0$), já a hipótese alternativa indica presença de autocorrelação ($H_1: \rho_p = 1$).

Através do método desenvolvido por Johansen (1988), é possível estimar autovetores de determinação de relação de longo prazo nas equações VEC estimando coeficientes de máxima verossimilhança. Neste teste, a hipótese nula corresponde a ausência de cointegração de longo prazo, ou seja, os autovetores são estatisticamente iguais a zero. A estatística do teste é dada pela estatística do traço e do máximo autovalor e os valores críticos são dados em MacKinnon, Haug e Michelis (1998). Além disso, neste trabalho utilizou-se a estatística t para análise da significância estatística dos coeficientes de cointegração de longo prazo.

Após a verificação da relação de cointegração de longo prazo das variáveis, é possível analisar a relação de curto prazo, ou seja, o quanto uma variável responde frente a um choque no termo de erro de outra variável, através da aplicação de Funções de Impulso Resposta (FIR). Para este fim, neste trabalho foram utilizadas funções de impulsos generalizados de Pesaran e Shin (1998)⁸.

Neste capítulo, procurou-se apresentar a fonte e tratamento dos dados, bem como a metodologia de séries temporais aplicada aos modelos VAR/VEC. No próximo capítulo, segue-se a análise dos dados.

5. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo tem o objetivo de apresentar análise dos movimentos dos índices utilizados em cada modelo VEC, entre janeiro de 2003 e dezembro de 2019 e os resultados obtidos pela aplicação do modelo VEC para a verificação dos efeitos que os índices (IIE-Br, IBC-Br, ICE, EPU, CAME) exercem uns sobre os outros, com ênfase nos efeitos da incerteza econômica (LIIE_BR), incerteza de política econômica (LEPU) e confiança do empresário (LICE), sobre o consumo aparente de máquinas e equipamentos (LCAME) e atividade econômica (LIBC_BR) no Brasil.

Desse modo, este capítulo será dividido em duas seções: primeiramente será analisado o movimento dos grupos de índices de cada VEC no período, na sequência, serão apresentados os três modelos VEC (IE, EPU e CE).

5.1 COMPORTAMENTO DOS ÍNDICES ENTRE 01/2003 E 12/2019

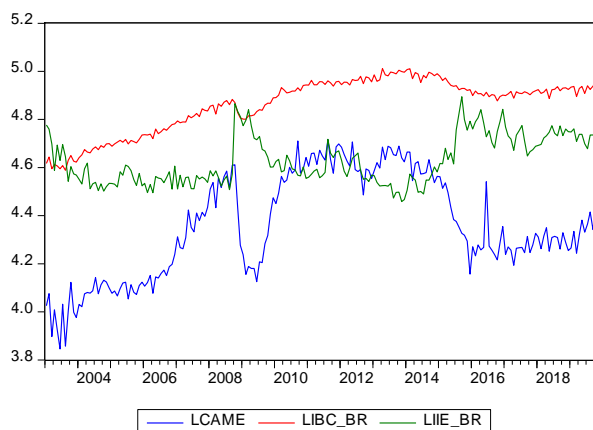
O período analisado neste trabalho foi marcado por significativa instabilidade nos índices utilizados neste trabalho. As variações com maiores amplitudes são pontualmente marcadas por períodos de crise política econômica interna ou externa.

Conforme Bloom (2009), muitas variáveis macroeconômicas são extremamente sensíveis a choques. Esses choques podem estar relacionados a eventos, os quais podem variar da adoção de uma política econômica pelo governo, a uma declaração de um chefe de Estado, previsões de especialistas a respeito dos

⁸ De acordo com Pesaran e Shin (1998), o método de impulsos generalizados permite estimar a FIR indiferentemente da ordem das variáveis na equação, sem causar variações significativas nos resultados.

rumos de variáveis macroeconômicas, como, por exemplo, uma previsão do PIB, da taxa de inflação ou da taxa básica de juros. Destarte, o gráfico 3 mostra a trajetória das três séries de índices utilizadas no modelo VEC IE.

Gráfico 3 – Séries temporais dos índices⁹ CAME, IIE-Br e EPU – entre 01/03 a 12/19



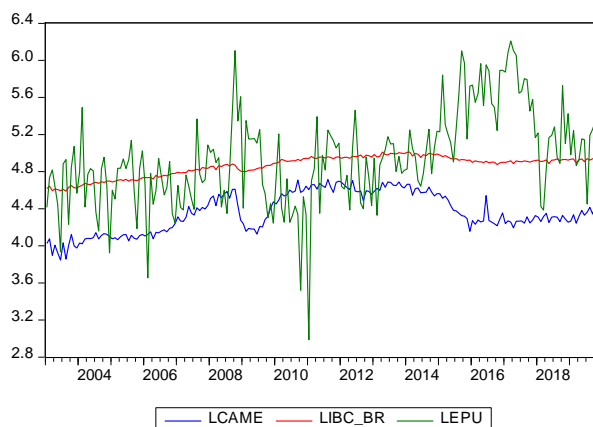
Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados divulgados pelo IPEA, BCB e FGV-IBRE.

Como pode ser observado no gráfico 3, há momentos de queda e crescimento mais acentuados, logo após 2008 e 2014. Esses movimentos mais abruptos sugerem uma resposta à crise do *subprime* desencadeada em 2007 e a crise política no Brasil, a partir de 2014. Destaca-se que LCAME e LIBC_BR, respondem negativamente a partir de 2008, enquanto que LIIE_BR, responde de forma positiva simultaneamente. Desse modo, percebe-se o quanto a incerteza econômica, o consumo de capital fixo e a atividade econômica são sensíveis a choques externos.

A seguir, apresenta-se comportamento do índice EPU conjuntamente com os índices CAME e IBC_BR, séries de tempo que serão utilizadas no modelo VEC EPU, conforme o gráfico 4.

⁹ Todos os índices foram ajustados sazonalmente e sofreram transformação logarítmica, em razão disso, a letra “L” precede as suas siglas.

Gráfico 4 – Séries temporais dos índices CAME, IBC-Br e EPU – entre 01/03 a 12/19

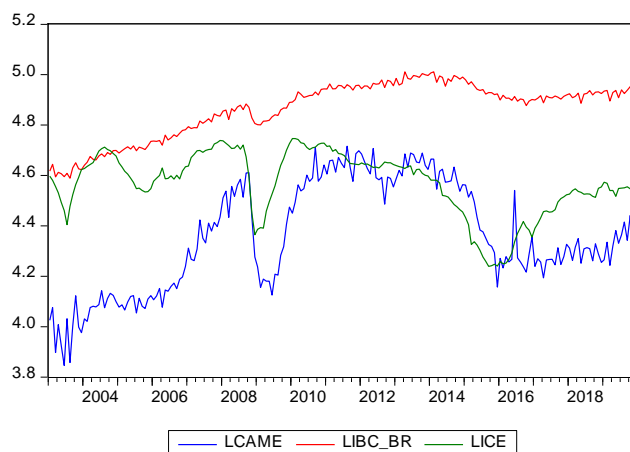


Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados divulgados pelo IPEA, BCB e EPU.

No gráfico 4 percebe-se uma amplitude de variabilidade significativamente maior do índice LEPU, em relação aos outros índices. No entanto, embora não tão nítido quanto no gráfico 3, verifica-se que o pico de crescimento em 2008 acontece *pari passu* as quedas dos índices LCAME e LIBC, além da tendência de alta a partir de 2014. Esse comportamento sugere uma relação entre incerteza na política econômica, com investimento em capital fixo e atividade econômica.

Por último, no gráfico 5 apresenta-se a trajetória das séries dos índices utilizados no modelo VEC EC.

Gráfico 5 – Séries temporais dos índices CAME, IBC-Br e ICE – entre 01/03 a 12/19



Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados divulgados pelo IPEA, BCB e FGV-IBRE.

No gráfico 5 é possível observar nitidamente o grau de sensibilidade da confiança dos empresários em relação a choques externos e internos. Há uma queda significativa em 2008, *pari passu* as quedas dos índices LCAME e LIBC_BR. Além

disso, o índice LICE acompanha a tendência de queda do índice LCAME a partir de 2014. Tal comportamento sugere uma relevante relação entre investimento em capital fixo e a confiança dos empresários.

Após a análise do comportamento serial dos índices entre janeiro de 2003 e dezembro de 2019, passa-se a apresentação dos modelos VEC na seção 5.2.

5.2 APRESENTAÇÃO DOS MODELOS VEC

De acordo com a metodologia de séries temporais mencionada na seção 4.2, antes de estimar os modelos VEC, é necessário verificar a presença de estacionariedade nas séries, ou seja, a ausência de raiz unitária. Desse modo, a tabela 1 apresenta os resultados dos testes de raiz unitária ADF para as cinco séries temporais.

Tabela 1 – Teste de raiz unitária ADF

Série	Em nível		1ª diferença	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
LCAME	-0,0468	0,2556	-1,5763	0,0000
LEPU	-0,0005	0,6515	-2,1047	0,0000
LIBC_BR	-0,0284	0,1170	-1,4581	0,0000
LICE	-0,0622	0,0425	-0,8054	0,0000
LIIE-BR	-0,0741	0,0507	-1,0433	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Conforme os resultados da tabela 1, apenas a série LICE em nível não apresentou raiz unitária considerando um nível 5% de significância, entretanto, apresentou raiz unitária a 1% de significância. Todas as séries apresentaram estacionariedade na primeira diferença, ou seja, a ausência de raiz unitária.

Complementarmente, aplicou-se o teste de raiz unitária Phillips-Perron. Os resultados referentes a esse teste são apresentados na tabela 2.

Tabela 2 – Teste de raiz unitária Phillips-Perron

Série	Em nível		1ª diferença	
	Coefficiente	p-valor	Coefficiente	p-valor
LCAME	-0,0659	0,1172	-1,2987	0,0000
LEPU	-0,0032	0,6656	-1,3551	0,0000
LIBC_BR	-0,0264	0,1693	-1,2561	0,0000
LICE	-0,0508	0,0861	-0,8054	0,0000
LIIE_BR	-0,0741	0,0618	-1,0433	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

De maneira análoga ao teste ADF, os resultados da tabela 2 indicam que todas as séries apresentaram estacionariedade na primeira diferença. No entanto, todas as séries apresentaram raiz unitária em nível, considerando um nível de 5% de significância.

Com o objetivo de verificar a presença de heterocedasticidade nos modelos, utilizou-se o teste de White. Os resultados referentes a esse teste são apresentados na tabela 3.

Tabela 3 – Teste de heterocedasticidade de White

VEC	Nº de defasagens	Chi-sq	p-valor
IE	2	130,21	0,2470
EPU	3	140,35	0,0988
CE	2	335,08	0,0000

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do Eviews 10.

Destaca-se que os resultados dos testes de White (tabela 3) indicaram presença de heterocedasticidade apenas nos resíduos do modelo VEC CE, considerando um nível de significância de 5%. Diante desse resultado, a fim de não perder informações aplicando mais defasagens no modelo, optou-se por manter o modelo dessa forma, visto que o teste de Johansen apontou cointegração (tabela 9)

e a estatística t indicou que os coeficientes do modelo são estatisticamente significativos (tabela 10).

A seguir, apresenta-se os resultados dos testes de autocorrelação residual para os três modelos VEC estimados. A tabela 4 apresenta os resultados dos testes de autocorrelação residual (LM) para os três VEC estimados.

Tabela 4 – Testes de Autocorrelação Residual (LM) para cada VEC estimado

VEC		IE		EPU		CE	
Lags	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	
1	13,919	0,125	4,554	0,871	6,650	0,674	
2	10,246	0,331	6,649	0,674	11,454	0,246	

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

De acordo com os resultados da tabela 4, os valores de p-valor dos três modelos VEC estão acima do nível de significância de 5% em primeira e segunda ordem, portanto, rejeita-se a hipótese nula de presença de autocorrelação residual. Além do mais, os critérios de informação de Akaike-Schwarz, apontaram como mais adequado um modelo com três defasagens no VEC IE e VEC EPU. Já no caso do VEC EC, os valores de Akaike-Schwarz indicaram um modelo com duas defasagens como o mais adequado por apresentarem os menores valores.

Após o teste de autocorrelação residual e a verificação do melhor número de defasagens nos modelos, apresenta-se o teste de cointegração, primeiramente para o modelo VEC IE. Como mencionado na seção 4.2.2, foi aplicado o teste de Johansen para a verificação de cointegração de longo prazo entre as variáveis do modelo proposto. Os resultados obtidos são apresentados na tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Cointegração de Johansen para VEC IE

Nº de equações cointegradas	Autovalores	Estatística do traço	Valores críticos	p-valor
Nenhuma	0,0769	29,899	29,797	0,0487
No máximo 1	0,0442	13,895	15,495	0,0859
No máximo 2	0,0259	5,264	3,841	0,0122

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Os resultados da tabela 5 revelam a existência de uma relação de cointegração no modelo VEC IE, ou seja, as variáveis do modelo possuem uma relação estável no longo prazo. Após a verificação de existência de cointegração no longo prazo entre as variáveis do modelo VEC IE, passa-se a análise dos resultados da equação de longo prazo do modelo na tabela 6.

Tabela 6 – Equação de longo prazo do modelo VEC IE – de 01/2003 a 12/2019

Variável	Coefficientes e estatística t^{10}
LCAME	1,0000
LIBC_BR	-1,8176 (-7,2894)
LIIE_BR	1,6735 (5,5253)
C	-3,2626

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

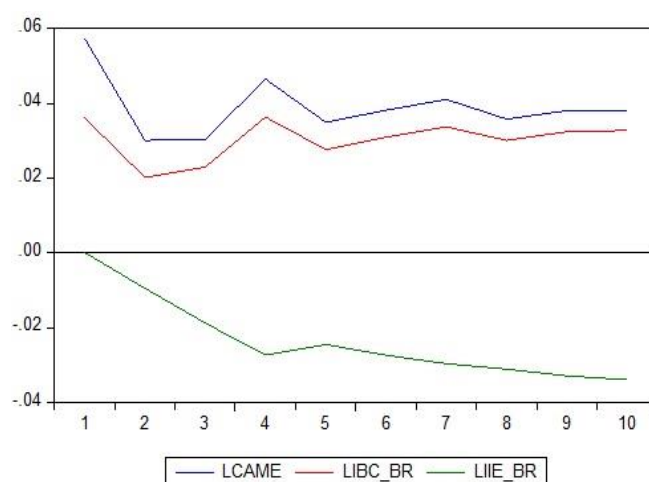
Os resultados da tabela 6 estimam que a cada 1% de crescimento da variável LIBC_BR resulta em cerca de 1,82% de crescimento na variável LCAME. Por outro lado, LCAME sofre queda de aproximadamente 1,67% frente a um crescimento de 1%

¹⁰ Os valores entre parênteses referem-se a estatística t . Os coeficientes são estatisticamente significativos quando: $-1,98 > t > 1,98$.

da variável LIIE_BR. Além disso, a estatística t indica que os coeficientes da equação são estatisticamente significativos.

Após a estimativa dos efeitos de longo prazo, bem como a verificação da significância estatística dos coeficientes do modelo, passa-se à análise da relação de curto prazo das variáveis. Os gráficos 6 e 7 apresentam os resultados das funções impulso-resposta FIR.

Gráfico 6 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC IE

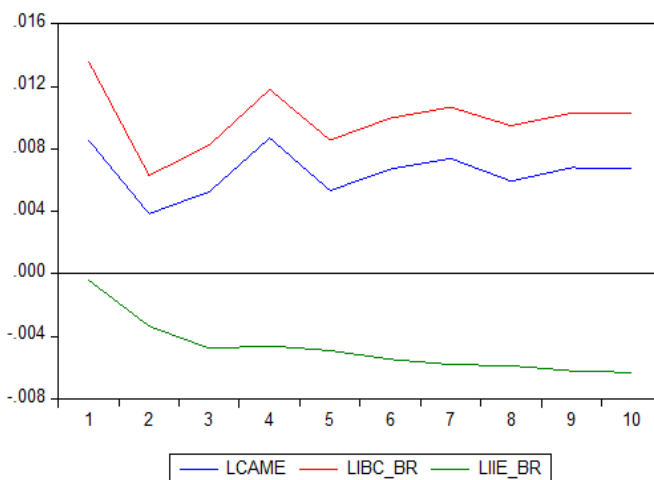


Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Os resultados apresentados no gráfico 6 revelam um efeito positivo em LCAME após um choque sobre a própria variável. Além disso, um choque sobre a variável LIBC_BR também reflete positivamente em LCAME. Por outro lado, um choque em LIIE_BR provoca uma queda persistente em LCAME durante quatro meses, sem apresentar tendência de reversão em um horizonte de dez meses.

O gráfico 7 apresenta a relação de curto prazo entre as variáveis do modelo VEC IE, com ênfase nas respostas da variável LIBC_BR.

Gráfico 7 – Efeito impulso-resposta em IBC_BR no modelo VEC IE



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Conforme os resultados do gráfico 7, um choque na variável LCAME provoca uma resposta positiva na variável LIBC_BR. Entretanto, a resposta da variável IBC_BR após um choque na variável LIIE_BR indica uma contração mais rápida de LIBC_BR, comparando com a resposta da variável LCAME no gráfico 6, sem tendência de reversão em um horizonte de dez meses.

Os resultados apresentados na equação de longo prazo (tabela 6) e nos gráficos 6 e 7, demonstram que o fator incerteza econômica, representada pela variável LIIE_BR, tem efeito contracionista no curto e no longo prazo sobre o investimento em capital fixo (variável LCAME) e sobre a atividade econômica geral (variável LIBC_BR).

Após a análise dos resultados do modelo VEC IE, verifica-se os resultados do modelo VEC EPU, o qual é estimado contendo as variáveis LCAME, LIBC_BR e LEPU, a fim de verificar os efeitos da incerteza da política econômica, representada pela variável LEPU, sobre LCAME e LIBC_BR.

Com os resultados de estacionariedade serial e homocedasticidades (tabelas 1,2 e 3) e os resultados de ausência de autocorrelação residual na tabela 4, passa-se aos resultados do teste de cointegração para o modelo VEC EPU, conforme a tabela 7.

Tabela 7 – Teste de Cointegração de Johansen para VEC EPU

Nº de equações cointegradas	Autovalores	Estatística do traço	Valores críticos	p-valor
Nenhuma	0,1508	44,7553	29,7970	0,0005
No máximo 1	0,0361	12,0583	15,4947	0,1542
No máximo 2	0,0231	4,7079	3,8415	0,0300

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Os resultados do teste de Johansenn (tabela 7) indicam uma relação de cointegração no modelo VEC EPU, ou seja, existe uma relação de ajuste no longo prazo entre as variáveis do modelo. Logo, passa-se aos resultados da equação de longo prazo do modelo proposto, conforme a tabela 8.

Tabela 8 – Equação de longo prazo do modelo VEC EPU – 01/2003 a 12/2019

Variável	Coefficientes e estatística t
LCAME	1,0000
LIBC_BR	-1,7255 (-7,9133)
LEPU	0,4216 (7,1764)
C	1,9469

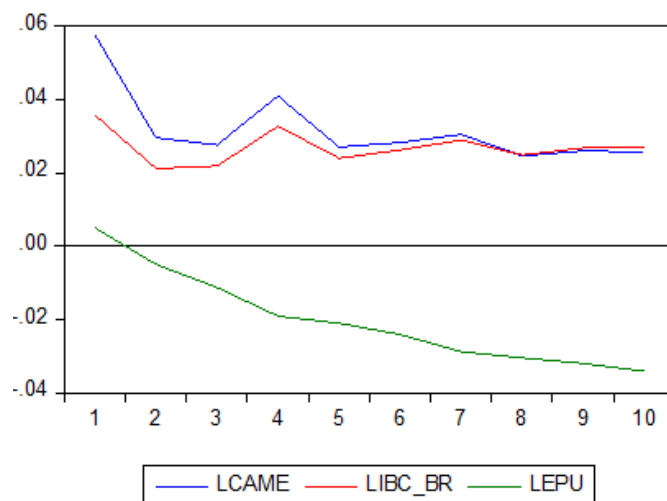
Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Os resultados da tabela 8 indicam que a cada 1% de crescimento em LEPU, a variável LCAME sofre queda de aproximadamente 0,42%. Também vale sublinhar que o efeito da variável LIBC_BR, na equação de longo prazo do VEC EPU, sobre a variável LCAME é aproximado ao verificado na equação de longo prazo do VEC IE (tabela 6). Além disso, a estatística *t* indica que os coeficientes da equação são estatisticamente significativos. Os resultados apresentados na tabela 8, apontam uma

influência de longo prazo negativa da incerteza na política econômica sobre o consumo de máquinas e equipamentos.

Verificados os resultados da equação de longo prazo do modelo VEC EPU, apresenta-se os efeitos de curto prazo dados pela FIR, os quais são apresentados nos gráficos 8 e 9.

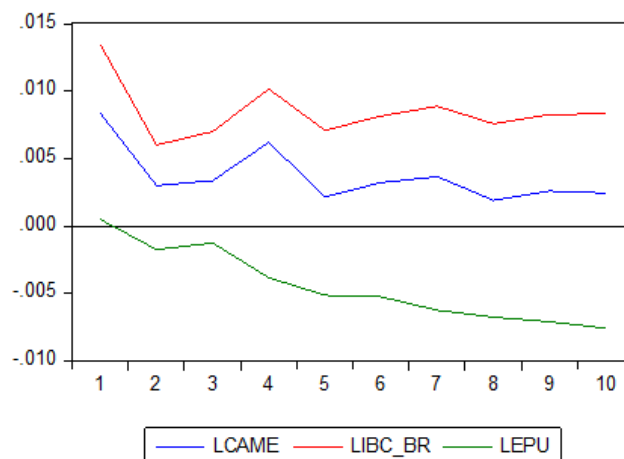
Gráfico 8 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC EPU



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Conforme observado no gráfico 8, a FIR aponta uma expressiva tendência contracionista na variável LCAME após um choque na variável LEPU. Além disso, o efeito de LEPU sobre LCAME não se dissipa em um horizonte temporal de dez meses, indicando uma retração sem reversão em um período de dez meses. O gráfico 9 apresenta os resultados da FIR sobre a variável LIBC_BR.

Gráfico 9 – Função impulso-resposta em LIBC_BR no modelo VEC EPU



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

No gráfico 9 observa-se uma resposta negativa da variável LIBC_BR após um choque na variável LEPU, sem tendência de reversão em dez meses, porém menos intensa comparando a resposta da variável LCAME frente a um choque de custo prazo de LEPU. Ademais, no gráfico 9 pode-se verificar a resposta positiva imediata de LIBC_BR frente ao choque de curto prazo em LCAME, com tendência de estabilização.

Os resultados da equação de longo prazo do modelo VEC EPU (tabela 8), juntamente com os resultados da FIR apresentados nos gráficos 8 e 9, indicam respostas relevantemente contracionistas no investimento em máquinas e equipamentos e na atividade econômica, frente a um aumento de incerteza na política econômica.

Após a apresentação dos resultados do modelo VEC EPU, passa-se para a análise dos resultados do terceiro e último modelo (VEC CE), o qual incorpora a variável LICE nas equações. Desse modo, a tabela 9 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen para o VEC CE.

Tabela 9 – Teste de cointegração de Johansen para VEC CE

Nº de equações cointegradas	Autovalores	Estatística do traço	Valores críticos	p-valor
Nenhuma	0,1869	68,3787	42,9152	0,0000
No máximo 1	0,0953	26,7812	25,8721	0,0385
No máximo 2	0,0326	6,6588	12,5118	0,3815

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

O resultado do teste de Johansen apresentado na tabela 9, aponta duas relações de cointegração no modelo VEC CE, isto é, existe relação de longo prazo entre as variáveis que compõem o modelo proposto.

A partir dos resultados de cointegração da tabela 9, verifica-se os resultados da equação de longo prazo para o VEC CE na tabela 10.

Tabela 10 – Equação de longo prazo para modelo VEC CE – 01/2013 a 12/2019

Variável	Coefficientes e estatística t
LCAME	1,0000
LIBC_BR	-2,2574 (-6,7586)
LICE	-1,2682 (-6,4567)
Tendência	0,0018 (2,4779)
C	12,2331

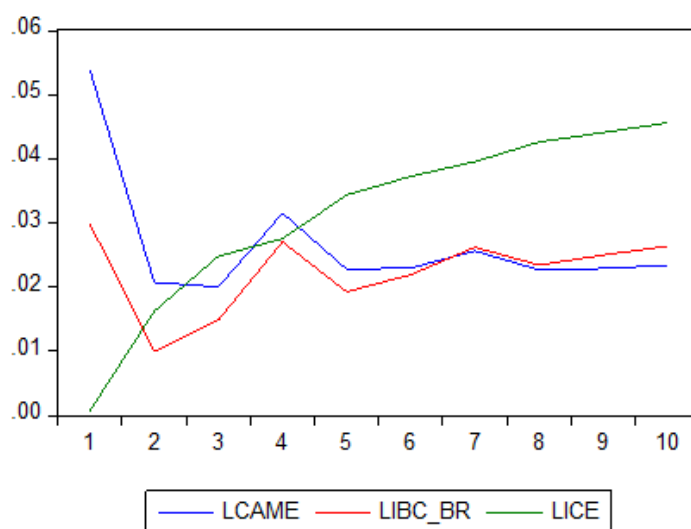
Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Com base nos resultados apresentados na equação de longo prazo para o modelo VEC CE (tabela 10), conclui-se que um aumento de 1% na variável LICE

causa um aumento de aproximadamente 1,27% na variável LCAME. Ademais, os resultados da equação indicam que um aumento de 1% na variável LIBC_BR, provoca um aumento de aproximadamente 2,26% na variável LCAME. Os resultados da equação do modelo VEC CE, apontam uma relação de longo prazo positiva entre as variáveis, além de apresentar coeficientes estatisticamente significativos, segundo os valores da estatística *t*. Em outras palavras, o crescimento da confiança dos empresários reflete positivamente na atividade econômica e investimento em capital fixo no longo prazo.

Verificada a relação de longo prazo do modelo VEC CE e a significância estatística dos coeficientes da equação, observa-se os choques de curto prazo através da FIR, conforme os gráficos 10 e 11.

Gráfico 10 – Função impulso-resposta em LCAME no modelo VEC CE

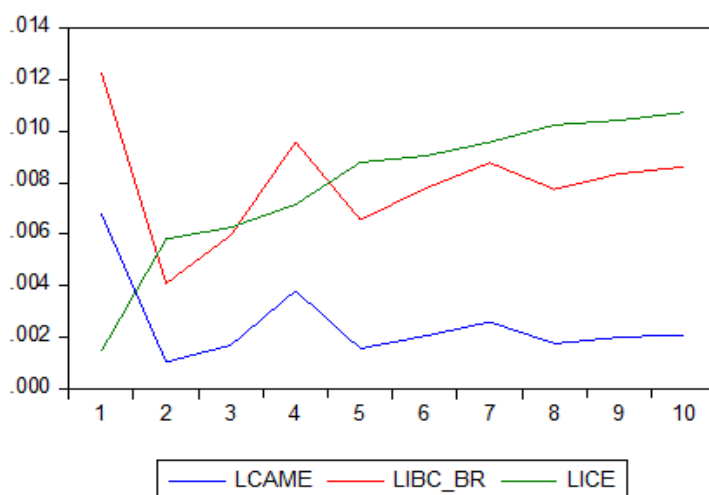


Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

Os resultados da FIR, apresentados no gráfico 10, revelam uma resposta positiva da variável LCAME após um choque de curto prazo na variável LICE. A trajetória ascendente não apresenta tendência de reversão da resposta em dez meses, indicando uma forte sensibilidade do investimento em bens de capital frente um aumento na confiança dos empresários. Já um impulso na variável LIBC provoca uma resposta positiva imediata em LCAME com tendência de estabilização em dez meses.

Em seguida, apresenta-se os efeitos de curto prazo da FIR na variável LIB_BR, conforme o gráfico 11.

Gráfico 11 – Função impulso-resposta em IBC_BR no modelo VEC CE



Fonte: Elaborado pelo autor com base nas estatísticas estimadas através do software Eviews 10.

De maneira análoga aos resultados apresentados no gráfico 10, os resultados da FIR no gráfico 11, apontam que a variável IBC_BR responde de forma significativa a um choque de curto prazo na variável LICE, apresentando uma tendência de alta sem reversão em dez meses.

Em suma, os resultados dos três modelos (IE, EPU, CE) revelam que o investimento em bens de capital responde negativamente ao crescimento da incerteza econômica e incerteza na política econômica, no entanto, responde positivamente ao crescimento da confiança empresarial, apresentando entre as variáveis, uma relação de ajuste no longo prazo.

Similarmente, os resultados apontaram que a atividade econômica é afetada de forma negativa frente ao aumento da incerteza econômica e incerteza na política econômica, por outro lado, responde positivamente frente ao crescimento da confiança empresarial, também apresentando cointegração entre as variáveis.

Ademais, com relação aos choques de curto prazo (FIR), os três modelos apresentaram resposta significativas. Após choques de curto prazo nas variáveis de incerteza (LIIE_BR, LEPU) as variáveis de gastos em bens de capital (LCAME) e de atividade econômica (LIBC_BR) apresentaram respostas contracionistas sem reversão em um horizonte temporal de dez meses. Além disso a função impulso-resposta (FIR), indicou um efeito positivo na variável de atividade econômica (LIBC_BR) frente ao um choque na variável de investimento em bens de capital (LCAME).

Os resultados apresentados acima reforçam os resultados obtidos por Costa e Filho (2014) e Barboza e Zilberman (2018) em relação aos efeitos negativos que o aumento da incerteza econômica exerce sobre a atividade econômica. Além disso, os resultados também corroboram com os resultados obtidos por Moore (2017) no que se refere aos efeitos negativos que o aumento da incerteza econômica exerce sobre o consumo de máquinas e equipamentos.

Este capítulo objetivou verificar os resultados dos modelos VEC estimados para análise da influência do fator incerteza e confiança sobre investimento em capital fixo e atividade econômica. No capítulo seguinte, passa-se às considerações finais.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O propósito deste trabalho foi verificar a influência da incerteza econômica e incerteza na política econômica sobre o consumo de máquinas e equipamentos (investimento em bens de capital) e atividade econômica no Brasil. Para tanto, foram estimados três modelos VEC (IE, EPU, CE) contendo séries temporais dos índices IIE-Br, ICE, IBC-Br, EPU e CAME, entre janeiro de 2003 e dezembro de 2019.

Os resultados do VEC IE revelam uma influência negativa do aumento da incerteza sobre gastos com bens de capital, representado pela variável LCAME, bem como uma retração na atividade econômica, representada pela variável LIBC-Br. O modelo indica uma cointegração de longo de longo prazo entre as variáveis, ou seja, um efeito negativo de longo prazo da incerteza econômica sobre o investimento em bens de capital e sobre a atividade econômica geral.

Além disso, os resultados da FIR revelam que um choque de curto prazo na incerteza econômica provoca uma retração significativa sobre os gastos em capital fixo sem reversão de tendência em um horizonte de dez meses. Um efeito similar é observado sobre a atividade econômica geral após um choque de curto prazo na incerteza econômica também sem tendência de reversão em horizonte de dez meses.

De forma similar aos resultados do VEC IE, os resultados do VEC EPU revelam uma cointegração de longo prazo entre as variáveis. O efeito negativo do aumento da incerteza na política econômica sobre o investimento em bens de capital e atividade econômica é menos acentuado no longo prazo comparado com o efeito da incerteza econômica. Os resultados revelaram que o efeito de um choque de curto prazo na

incerteza na política econômica, estimado pela FIR, causa uma tendência de queda no investimento em capital fixo e na atividade econômica sem reversão dentro de 10 meses.

Os resultados do VEC CE apontam um efeito positivo do aumento da confiança empresarial sobre o consumo de bens de capital e sobre a atividade econômica geral, no longo prazo. Os resultados indicam duas cointegrações entre as variáveis que compõem o modelo, isto é, relação de ajuste no longo prazo. Além disso, a FIR indica uma significativa sensibilidade do investimento em capital fixo e atividade econômica frente a um choque de curto prazo na confiança empresarial. Conforme os resultados, após o choque, o efeito nas variáveis LCAME e LIBC_BR tem repercussão positiva crescente e não se dissipa em um horizonte de tempo dez meses.

Ressalta-se que através das funções impulso-resposta é possível observar que um choque de curto prazo nos gastos com capital fixo causa um ligeiro movimento positivo na atividade econômica, entretanto esse efeito tende a se estabilizar em um período de dez meses. Fato que corrobora com Sims (1980), no que se refere a existência de endogenia entre variáveis macroeconômicas, pois os resultados das FIR indicam que todas as variáveis contidas nos três modelos exercem influência umas às outras. Além disso, o efeito contracionista do aumento da incerteza sobre o consumo de máquinas e equipamentos verificado neste trabalho, reforça os resultados obtidos por Moore (2017).

Considerando a literatura empírica do Brasil, os resultados dos modelos estimados corroboram com Costa e Filho (2014) e Barboza e Zilberman (2018) no que se refere aos efeitos contracionistas que o aumento da incerteza causa na atividade econômica, com a diferença de que neste trabalho foi considerado um período maior de tempo e incluído a análise dos efeitos da incerteza na política econômica representada pela variável LEPU e da confiança do empresário (LICE) sobre o investimento em bens de capital e atividade econômica geral.

Ademais, acentua-se que neste trabalho não foram consideradas outras variáveis com potencial poder de influência sobre o investimento em capital fixo e atividade econômica geral, concentrando a análise somente em efeitos de indicadores de incerteza político-econômica e confiança empresarial. Questão que fica como sugestão para estudos futuros, considerando que a inclusão de fatores mais pontuais como efeitos de política fiscal e monetária, para fins de comparação, daria mais amplitude ao estudo. Além disso, não foi analisado o quanto cada variável de incerteza

político-econômica e de confiança empresarial contribuiu nos momentos de maior retração ou expansão do investimento em bens de capital e atividade econômica geral, outra questão que fica como sugestão para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

- BACHMANN, Rüdiger; ELSTNER, Steffen; SIMS, R. Eric. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. **American Economic Journal: Macroeconomics**, v. 5, n. 2, p. 217–249, 2013.
- BARBOSA, Rafael Barros. Impacto de Choques de Incerteza sobre a Situação Fiscal no Brasil. *In: CONCURSO DE MONOGRAFIAS E SOLUÇÕES EM FINANÇAS PÚBLICAS*, 2018, Brasília. **XXIII Prêmio Tesouro Nacional 2018**. Brasil: Escola Nacional de Administração Pública, 2018. Disponível em: <http://repositorio.enap.gov.br/handle/1/4128>. Acesso em: 8 ago. 2021.
- BARBOZA, Ricardo de Menezes; ZILBERMAN, Eduardo. Os Efeitos da Incerteza Sobre a Atividade Econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, n. 2, p. 144 – 160, 2018.
- BELL, J. F. **História do pensamento econômico**. Rio de Janeiro: Zahar, 1961.
- BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. 3. ed. Sao Paulo: Pearson Prentice Hall, 2004.
- BLOOM, Nicholas. The impact of uncertainty shocks. **Econometrica**, v. 77, n. 3, p. 623-685, 2009.
- BREUSCH T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v. 17, ed. 31, p. 334–55, 1978.
- BRUE, Stanley L.; GRANT, Randy R. **História do pensamento econômico**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2017.
- CALABREZ, Felipe. **Economia política**. Curitiba: Contentus, 2020.
- COSTA FILHO, A. Evaristo da. Incerteza e Atividade Econômica no Brasil. **Economia Aplicada**, v.18, n. 3, p. 421-453, 2014.
- DENIS, Stephanie; KANNAN, Prakash. The impact of uncertainty shocks on the uk economy. **IMF Working Papers**, v. 2013, ed. 66, 2013.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, 427-431, 1979.
- DORNBUSCH, Rüdiger; FISCHER, Stanley; STARTZ, Richard. **Macroeconomia**. 11. ed. Porto Alegre: Bookman, 2013.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2010.
- FROYEN, Richard T. **Macroeconomia: teorias e aplicações**. 2. ed. São Paulo: Saraiva, 2013.

GODEIRO, Lucas Lúcio; LIMA, Luiz R. R. de Oliveira. Medindo a Incerteza Macroeconômica para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 311 – 334, 2017.

GODFREY, L. G. Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1303-1310, 1978.

GUJARATI, Damodar. N.; PORTER, Dawn. C. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre: Grupo A, 2011. 9788580550511. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788580550511/>. Acesso em: 01 nov. 2021.

HARRIS, R. I. D. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling**. 1 ed. London: Prentice Hall, 1995.

JOBIM, A. J. G. **A Macrodinâmica de Michal Kalecki**. 1. ed. Rio de Janeiro: Graal, 1984.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.

KALECKI, Michal. **Teoria da dinâmica econômica**. Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1977.

KEYNES, J. M. **Teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1996.

LOPES, L. M. & VASCONCELLOS, M. A. (org.). **Manual de Macroeconomia**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2008.

MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. **Department of Economics**, University of Canterbury, 1998.

MANKIWI, N. Gregory. **Macroeconomia**. 8.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2015.

MARSCHNER, Paulo Fernando; CERETTA, Paulo Sergio. Sentimento do investidor, incerteza econômica e política monetária no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 32, p. 528-540, 2021.

MIGLIOLI, Jorge. **Acumulação de capital e demanda efetiva**. 2. ed. São Paulo: Hucitec, 2004.

MOORE, Angus. Measuring economic uncertainty and its effects. **Economic record**, v. 93, n. 303, p. 550-575, 2017.

NORDHAUS, William; SAMUELSON, Paul. **Economia**. 19. ed. Porto Alegre: AMGH Ed., Grupo A, 2012. 9788580551051. Disponível em: <https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788580551051/>. Acesso em: 12 nov. 2021.

PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol. Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economics Letters**, n. 58, 1998.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

POSSAS, M. L. Uma interpretação dos pontos controversos da Teoria Geral de Keynes. **Brazilian Keynesian Review**, v. 1, 2015.

SAID, S. E.; DICKEY, D. A. Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. **Biometrika**, v. 71, n. 3, p. 599-607, 1984.

SANDRONI, P. **Dicionário de economia do século XXI**. Rio de Janeiro: Record, 2005.

SILVA, A. C. Macedo. **Macroeconomia sem equilíbrio**. Campinas: Editora Vozes, 1999.

SILVA, Filipe Prado Macedo da; DALCIN, Aline Krüger; STEFANI, Rafael. **Economia política**. Porto Alegre: SAGAH, 2019.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

WHITE, H. Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models. **Econometrica**, v. 50, n. 1, p. 1-25, 1982.