

**UNIVERSIDADE ESTADUAL DO OESTE DO PARANÁ – UNIOESTE**  
**CAMPUS DE TOLEDO**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS – CCSA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO *STRICTO SENSU* EM ECONOMIA**  
**NÍVEL DE MESTRADO**

**LAUDELINA ALVES RIBEIRO**

**INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UMA ANÁLISE  
DO ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS INDUSTRIAIS,  
INVESTIMENTO PRIVADO E EMPREGO (2003-2017)**

TOLEDO - PR

2018

**LAUDELINA ALVES RIBEIRO**

**INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UMA ANÁLISE  
DO ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS INDUSTRIAIS,  
INVESTIMENTO PRIVADO E EMPREGO (2003-2017)**

Dissertação apresentada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica ao Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Economia, Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA), da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – *Campus* de Toledo.

Orientador: Prof. Dr. Cristiano Stamm.

TOLEDO - PR

2018

Ficha de identificação da obra elaborada através do Formulário de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da Unioeste.

Ribeiro, Laudelina Alves

Indústria de transformação brasileira: uma análise do índice de expectativas dos empresários industriais, investimento privado e emprego (2003-2017) / Laudelina Alves Ribeiro; orientador(a), Cristiano Stamm, 2018.

125 f.

Dissertação (mestrado), Universidade Estadual do Oeste do Paraná, Campus de Toledo, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2018.

1. Índice de expectativas dos empresários industriais. 2. Investimento privado e emprego. 3. Indústria de transformação brasileira. 4. VECM. I. Stamm, Cristiano. II. Título.

**LAUDELINA ALVES RIBEIRO**

**INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UMA ANÁLISE  
DO ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS INDUSTRIAIS,  
INVESTIMENTO PRIVADO E EMPREGO (2003-2017)**

Dissertação de Mestrado apresentada como requisito para a obtenção do título de Mestre em Teoria Econômica ao Programa de Pós-Graduação *stricto sensu* em Economia, Centro de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA), da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – *Campus* de Toledo, pela seguinte banca examinadora:

**BANCA EXAMINADORA**

---

Prof. Dr. Cristiano Stamm (Orientador)  
UNIOESTE – *Campus* de Toledo

---

Prof. Dr. Flávio Braga de Almeida Gabriel  
UNIOESTE – *Campus* de Toledo

---

Prof. Dr. Alain Hernández Santoyo  
Universidad de Pinar del Río – Cuba

Toledo – PR, 3 de agosto de 2018.

A minha mãe, Maria de Lourdes Marcuz, e a  
minha irmã, Larissa Marcuz Alves Ribeiro.

## AGRADECIMENTOS

A Deus, por ser meu guia e protetor e por me conceder sabedoria e inteligência.

A Santa Rita de Cássia, por sua intercessão na graça alcançada de concluir o Mestrado.

A minha mãe, Maria, por sempre ter me incentivado a estudar.

A meu pai, Pedro Alves Ribeiro, *in memoriam*. Mesmo não estando presente, é minha base e inspiração.

A minha irmã, Larissa, por seu companheirismo, pelas longas conversas e por sempre me incentivar a buscar meus sonhos.

A minha família, pelo apoio.

Aos meus amigos Douglas, Francilaine e Willian, uma amizade que começou na Graduação e permanece até hoje. Obrigada por todos os momentos compartilhados e pelos incentivos durante o Mestrado.

A minha amiga Rita, pelos momentos de alegrias e de dificuldades vivenciados no Mestrado e em Toledo/PR.

Aos colegas do Curso do Mestrado, pelo aprendizado e pela amizade.

Ao Professor Me. Sidinei Silvério da Silva, por ter me incentivado a cursar o Mestrado.

Ao Professor Orientador Dr. Cristiano Stamm, que me orientou neste estudo com muita inteligência e disciplina. Seus ensinamentos foram essenciais para minha formação.

Aos Professores do Colegiado do Curso do Mestrado em Economia da UNIOESTE - *Campus* de Toledo, pelos ensinamentos.

Aos Professores Dr. Flávio e Dr. Alain, pelas importantes contribuições durante o Mestrado e por comporem minha Banca.

A Luci, secretária do PGE, uma pessoa alegre que sempre me atendeu bem.

Ao Curso de Mestrado em Economia da UNIOESTE - *Campus* de Toledo, por ter me concedido a oportunidade de aprender durante esses anos.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela oportunidade de ser bolsista e pelo apoio financeiro durante o Mestrado.

A todos aqueles que me apoiaram durante essa jornada, muito obrigada!

“Não enterrem os talentos! Apostem em grandes ideais, aqueles que alargam o coração, aqueles ideais de serviço que tornam fecundos os seus talentos. A vida não é dada para que a conservemos para nós mesmos, mas para que a doemos.

Queridos jovens, tenham uma grande alma! Não tenham medo de sonhar com coisas grandes!”

Papa Francisco (2013).

RIBEIRO, Laudelina Alves. **Indústria de transformação brasileira: uma análise do índice de expectativas dos empresários industriais, investimento privado e emprego (2003-2017)**. 2018. 125p. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) – *Campus* de Toledo. Toledo, 2018.

## RESUMO

O estudo da Hipótese das Expectativas Racionais (HER) iniciou-se após os anos de 1960, tendo como princípio a racionalidade dos agentes. Os agentes econômicos formulam suas hipóteses e expectativas com base no contexto econômico atual; logo, o ambiente econômico torna-se um fator influente na formação das expectativas empresariais visto que, na maioria das vezes, a tomada de decisão dos empresários ocorre em um ambiente de incerteza. O presente estudo tem a finalidade de analisar a influência do índice de expectativas dos empresários brasileiros da indústria de transformação sobre o investimento privado e o emprego desta indústria. O período compreendido no estudo é de 2003 a 2017, com a base de dados mensal. Para avaliar os resultados, o método econométrico utilizado foi estimado pelo Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). Os resultados apontam que, no período estudado, o índice de expectativas dos empresários da indústria de transformação influenciou as decisões relacionadas com o investimento privado e com o emprego das indústrias de transformação do país. Sendo assim, um cenário econômico estável proporciona um aumento da confiança dos empresários industriais, fazendo crescer sua expectativa em relação a seus negócios futuros e à economia do país e proporcionando um aumento de seus investimentos industriais, que podem impulsionar o crescimento da atividade do setor industrial e das demais atividades econômicas do país.

**Palavras-chave:** Índice de expectativas dos empresários industriais. Investimento privado e emprego. Indústria de transformação brasileira. VECM.



RIBEIRO, Laudelina Alves. **Brazilian transformation industry: an industrial entrepreneurs' expectation index, private investment and employment analysis (2003-2017)**. 2018. 125p. Dissertation (Master degree in Economic Theory) – State University of Western Paraná (UNIOESTE) – Toledo Campus. Toledo, 2018.

## **ABSTRACT**

The study of the Rational Expectations Hypothesis (REH) had its beginning after the 1960's, setting the economic agents' rationality as the theoretical base. The economic agents settle their expectations according to the current economic outlook; therefore, the economic environment becomes an important factor in shaping the entrepreneurs' expectations, since great part of the decisions which entrepreneurs take occur in an economic scenario more uncertain. This dissertation aims to analyse the influence of the Brazilian entrepreneurs' expectations index in the transformation industry sector over the private investment, as well as the employment level in this industry. The period taken to be analysed is 2003-2017, and the data is monthly. The econometric model used to calculate the influence was estimated by the Vector Error Correction Model (VECM). The results show that the entrepreneurs' expectations index in the processing industry sector had a considerable influence over the decisions of private investment and the level of employment in that sector in Brazil. Thus, a stable economic scenario leads to an increase in the level of confidence in the industry sector, which can stimulate the growth in the industrial sector output and in several other sectors throughout the country.

**Keywords:** Industrial entrepreneurs' expectations index. Private investment and employment. Brazilian transformation industry. VECM.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

### FIGURA

Figura 1 - Modelo estrutural dos neoclássicos .....	24
---	----

### GRÁFICOS

Gráfico 1 - Variáveis Formação Bruta de Capital Fixo $\ln FBCF$ e Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação $\ln IEE$ .....	67
Gráfico 2 - Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM.....	75
Gráfico 3 - Média anual da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) e da produção da indústria de transformação do Brasil, no período de 2003 a 2017, em (índice 2017=100) sem ajuste sazonal.....	75
Gráfico 4 - Função de resposta da variável $\ln FBCF$ ao impulso da variável $\ln IEE$ , não acumulado.....	76
Gráfico 5 - Função de resposta da variável $\ln FBCF$ ao impulso da variável $\ln IEE$ , acumulado .....	77
Gráfico 6 - Variáveis Emprego da Indústria de Transformação $\ln EMP$ e Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação $\ln IEE$ .....	79
Gráfico 7 - Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM.....	86
Gráfico 8 - Função de resposta da variável $\ln EMP$ ao impulso da variável $\ln IEE$ , não acumulado.....	87
Gráfico 9 - Função de resposta da variável $\ln EMP$ ao impulso da variável $\ln IEE$ , acumulado .....	87

### QUADROS

Quadro 1 - Síntese das expectativas adaptativas e racionais .....	21
Quadro 2 - Média anual da produção física da indústria brasileira por seções industriais para o período de 2003 a 2017 (índice de base fixa com ajuste sazonal; base: média de 2012=100)..	38
.....	38
Quadro 3 - Descrição das variáveis que compõem os modelos econométricos .....	48

## TABELAS

Tabela 1 - Taxas (%) de crescimento do PIB e da taxa de investimento agregado, Brasil, 2003-2016.....	37
Tabela 2 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença.....	68
Tabela 3 - Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS): em nível e em primeira diferença .....	69
Tabela 4 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural: em nível e em primeira diferença ....	70
Tabela 5 - Teste de seleção de defasagem para o modelo VAR.....	71
Tabela 6 - Teste de cointegração de Johansen.....	71
Tabela 7 - Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o VECM .....	72
Tabela 8 - Decomposição da variância da variável <i>lnFBCF</i> .....	78
Tabela 9 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença.....	80
Tabela 10 - Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS): em nível e em primeira diferença .....	80
Tabela 11 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural: em nível e em primeira diferença ..	81
Tabela 12 - Teste de seleção de defasagem para o modelo VAR.....	82
Tabela 13 - Teste de cointegração de Johansen.....	83
Tabela 14 - Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o VECM .....	84
Tabela 15 - Decomposição da variância da variável <i>lnEMP</i> .....	88

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Akaike
AR	Autorregressivo
ARDL	Modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas
CA	Consumo Aparente
CNI	Confederação Nacional da Indústria
COFINS	Financiamento da Seguridade Social
EMP	Emprego Industrial
FBCF	Formação Bruta de Capital Fixo
FECOMÉRCIO	Federação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo do Estado de São Paulo
FGV	Fundação Getúlio Vargas
FIESP	Federação das Indústrias do Estado de São Paulo
FPE	Erro de Predição Final
GMM	Método Generalizado dos Momentos
GMM System	Sistema de Equações por GMM
HER	Hipótese das Expectativas Racionais
HQ	Hannan-Quinn
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBRE	Instituto Brasileiro de Economia
IDE	Investimentos Diretos Externos
IEE	Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação
IGP-DI	Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna
IGP-M	Índice Geral de Preços de Mercado
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IPI	Imposto sobre Produtos Industrializados
IRF	<i>Impulse Response Function</i>
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin
LM	Multiplicador de Lagrange
LR	Estimador de Máxima Verossimilhança

MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
OCDE	Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PBM	Plano Brasil Maior
PDP	Política de Desenvolvimento Produtivo
PIB	Produto Interno Bruto
PIS	Programa de Integração Social
PITCE	Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior
REINTEGRA	Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as Empresas Exportadoras
RMI	Regime de Metas para Inflação
SC	Schwarz
VAR	Vetores Autorregressivos
VECM	Modelo de Vetor de Correção de Erros

## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>15</b>
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>19</b>
<b>2.1 Estudo das expectativas racionais .....</b>	<b>19</b>
2.1.1 Expectativas racionais e a vertente da escola neoclássica .....	19
2.1.2 Expectativas na economia .....	25
<b>2.2 Aspectos do investimento industrial.....</b>	<b>29</b>
<b>2.3 Elementos do emprego industrial.....</b>	<b>32</b>
<b>2.4 Indústria brasileira após a abertura comercial .....</b>	<b>34</b>
<b>2.5 Estudo da literatura empírica.....</b>	<b>40</b>
<b>3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS .....</b>	<b>47</b>
<b>3.1 Teoria econométrica .....</b>	<b>49</b>
3.1.1 Teste de raiz unitária.....	49
3.1.2 Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).....	50
3.1.3 Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS).....	52
3.1.4 Vetores Autorregressivos (VAR) .....	54
3.1.5 Teste de cointegração de Johansen .....	57
3.1.6 Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM).....	59
3.1.7 Função resposta ao impulso.....	60
3.1.8 Decomposição da variância .....	63
<b>3.2 Modelo econométrico proposto .....</b>	<b>64</b>
3.2.1 Estimação para o investimento privado da indústria de transformação .....	65
3.2.2 Estimação para o emprego da indústria de transformação .....	66
<b>4 RESULTADOS E DISCUSSÕES .....</b>	<b>67</b>
<b>4.1 Resultados da estimação do investimento privado da indústria de transformação ...</b>	<b>67</b>
4.1.1 Resultado do teste de raiz unitária .....	68
4.1.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen .....	70
4.1.3 Estimação do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) .....	72
4.1.4 Resultado da função resposta ao impulso .....	76
4.1.5 Resultado da decomposição da variância .....	77
<b>4.2 Resultados da estimação do emprego da indústria de transformação .....</b>	<b>79</b>
4.2.1 Resultado do teste de raiz unitária .....	80

4.2.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen .....	82
4.2.3 Estimação do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) .....	83
4.2.4 Resultado da função resposta ao impulso .....	86
4.2.5 Resultado da decomposição da variância .....	88
<b>5 CONSIDERAÇÕES FINAIS .....</b>	<b>90</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>93</b>
<b>ANEXOS – Investimento privado da indústria de transformação .....</b>	<b>102</b>
<b>ANEXO A – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>103</b>
<b>ANEXO B – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>104</b>
<b>ANEXO C – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>105</b>
<b>ANEXO D – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>106</b>
<b>ANEXO E – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VAR .....</b>	<b>107</b>
<b>ANEXO F – Estimação do VECM .....</b>	<b>108</b>
<b>ANEXO G – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do VECM .....</b>	<b>110</b>
<b>ANEXO H – Teste de heterocedasticidade .....</b>	<b>111</b>
<b>ANEXO I – Teste de normalidade .....</b>	<b>112</b>
<b>ANEXO J – Resíduos das variáveis (<i>lnFBCF</i>) e (<i>lnIEE</i>) do VECM .....</b>	<b>113</b>
<b>ANEXOS – Emprego da indústria de transformação .....</b>	<b>114</b>
<b>ANEXO K – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>115</b>
<b>ANEXO L – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>116</b>
<b>ANEXO M – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>117</b>
<b>ANEXO N – Teste de raiz unitária com quebra estrutural .....</b>	<b>118</b>
<b>ANEXO O – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VAR .....</b>	<b>119</b>
<b>ANEXO P – Estimação do VECM .....</b>	<b>120</b>
<b>ANEXO Q – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do VECM .....</b>	<b>122</b>
<b>ANEXO R – Teste de heterocedasticidade .....</b>	<b>123</b>
<b>ANEXO S – Teste de normalidade .....</b>	<b>124</b>
<b>ANEXO T – Resíduos das variáveis (<i>lnEMP</i>) e (<i>lnIEE</i>) do VECM .....</b>	<b>125</b>

## 1 INTRODUÇÃO

O estudo da Hipótese das Expectativas Racionais (HER) foi incorporado na macroeconomia após a década de 1960, tendo como inferência a racionalidade dos agentes. Os agentes econômicos criam suas hipóteses e expectativas a partir das informações disponíveis no ambiente econômico atual. Essas informações são elementos essenciais em um ambiente econômico, pois os investimentos e os negócios futuros são influenciados pelas decisões dos agentes econômicos.

Para Montes e Bastos (2013), a maioria das decisões econômicas privadas são orientadas pelas expectativas, em razão de serem formadas em um ambiente de incerteza. As decisões de produção tomadas pelos empresários, por exemplo, são na maioria das vezes baseadas em diferentes expectativas e princípios, como a influência das políticas econômicas e o estado da economia em seus negócios. Os empresários criam suas expectativas sabendo que: i) existem interdependências entre as políticas econômicas; ii) as políticas econômicas impactam o estado da economia; iii) as políticas econômicas respondem ao estado da economia; e, iv) as políticas econômicas conduzidas de forma desorganizada muitas vezes geram inconsistências, causando incertezas.

Sendo assim, um cenário macroeconômico estável é fundamental para as tomadas de decisão, posto que os agentes econômicos formam suas expectativas a partir do desempenho da conjuntura econômica atual; logo, o comprometimento das autoridades com as políticas monetárias e fiscais é de suma importância, pois elas atribuem credibilidade ao sistema econômico. A partir de 1999, o Brasil implantou o regime de políticas monetárias através do tripé macroeconômico (metas para inflação, superávit primário e taxa de câmbio flutuante), com a finalidade de proporcionar maior credibilidade e estabilidade ao sistema econômico.

Após a inserção do regime de metas de inflação e a implantação do câmbio flutuante foi estabelecida uma âncora fiscal, com o intuito de dar solidez ao regime econômico instituído. A política fiscal do tripé macroeconômico tornou-se um elemento essencial na gestão das demais políticas, pois as decisões em relação ao nível de financiamento do déficit e da dívida pública passaram a afetar a taxa de juros e a inflação que, conseqüentemente, influenciam as expectativas sobre a taxa de câmbio. Além do mais, a análise inversa também é válida, pois as variáveis macroeconômicas também afetam o déficit e a dívida pública, impactando nas expectativas dos agentes em relação à sustentabilidade da dívida pública e ao nível estabelecido de esforço fiscal. (SILVA; CÂNDIDO JÚNIOR, 2010).



Segundo Montes (2009), diversos países, entre eles o Brasil, usam o regime de metas para a inflação a fim de orientar a condução da política monetária. Os proponentes desse regime afirmam que este é o melhor e o mais crível meio de se conduzir a política monetária, pois as autoridades monetárias a levam com maior nível de transparência e responsabilidade, assim tornando-a a melhor âncora para a análise das expectativas de inflação. A convergência das expectativas dos agentes econômicos ao exposto pelos *policy-makers* tornou-se um elemento essencial na macroeconomia após a revolução das expectativas racionais. (SILVA; CÂNDIDO JÚNIOR, 2010).

Antonik (2004) evidencia que a inflação descontrolada causa fortes impactos sobre os investimentos, e dentre eles destaca-se a defasagem dos preços praticados no mercado em relação aos custos relacionados com os negócios. No Regime de Metas para Inflação (RMI), o governo e o banco central têm como função principal orientar as expectativas dos agentes em relação à inflação, pois as decisões empresariais futuras sobre a economia são formadas em um cenário de incerteza e, conseqüentemente, fundamentadas nas expectativas. (MONTES; ALMEIDA, 2016).

A partir da década de 2000, a economia brasileira foi impactada por vários fatores; dentre eles destacam-se a alta do preço das *commodities* e a entrada de capital estrangeiro no país. Nesse período houve um crescimento do valor do salário mínimo e do número de empregos formais, e foram implantadas políticas de cunho industrial para fomentar a atividade industrial, porém não obtiveram êxito. Para Bresser-Pereira (2013), o crescimento da economia brasileira a partir de 2006 foi ocasionado pelo cenário internacional favorável e o aumento da demanda interna, sendo este último decorrente do aumento dos salários reais e da expansão do crédito ao consumidor. Além disso, naquele período a valorização cambial prejudicava a exportação industrial do país, sendo a demanda interna responsável por suprir temporariamente esse setor.

Entretanto, a crise financeira mundial iniciada no ano de 2008 afetou o desempenho da economia brasileira; conforme Silva (2010), os efeitos dessa crise impactaram tanto o mercado financeiro como o mercado de bens. Todavia, em 2009 a economia do país já apresentava sinais de recuperação; isso foi possível dadas as medidas inseridas pelo governo e pela estabilidade do ambiente, que reduziram a vulnerabilidade externa do Brasil. Após o ano de 2011, segundo Serrano e Summa (2012), a desaceleração da economia brasileira foi decorrente das políticas macroeconômicas.

De acordo com Barbosa Filho (2017), a saída da economia brasileira da recessão não é tão simples, pois nos últimos anos o crescimento do produto potencial brasileiro passou de

cerca de 4% a.a. para próximo de 2% a.a, a dívida bruta intensificou-se e a previsão era que a inflação retomasse sua meta somente no ano de 2017, depois de elevada por um período longo acima de 4.5% a.a.

Levando-se em consideração que o cenário econômico e o setor empresarial estão associados à formação das expectativas dos empresários, em virtude da racionalidade dos agentes, o problema de pesquisa que norteia este estudo é: **Como é a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação sobre o investimento privado e o emprego desse setor?**

A primeira hipótese é de que o cenário econômico está associado à formação das expectativas dos empresários das indústrias de transformação, e estas, por conseguinte, influenciarão as decisões dos empresários em relação ao investimento privado e ao emprego em suas indústrias. Um aumento da confiança dos empresários das indústrias de transformação advinda de melhores expectativas acerca da economia do país e de seus negócios futuros proporcionará um crescimento dos investimentos industriais privados, impulsionando o produto, o emprego e a renda desse setor e dos demais setores da economia do país, em virtude de seu efeito de encadeamento.

Este estudo justifica-se pelo fato de haver poucos trabalhos empíricos na literatura, inclusive com exemplos brasileiros, que associam as expectativas dos empresários das indústrias de transformação com o ambiente econômico e sua influência sobre o desempenho do investimento industrial privado e do emprego industrial do país. A escolha do estudo da indústria brasileira deu-se devido à relevância que ela possui na economia do país e de seu referido contexto em nível mundial. No entanto, a indústria brasileira vem perdendo sua competitividade a partir da década dos anos 2000, dado que um cenário macroeconômico estável pode ser essencial para a retomada do crescimento e para o aumento da competitividade industrial.

A confiança e as expectativas empresariais transmitem as percepções dos empresários em relação ao contexto econômico e à condução da política monetária. (MONTES; BASTOS, 2013). Deste modo, as decisões intertemporais dos agentes econômicos podem ser reflexos de seus níveis de confiança e expectativas, dado que as percepções positivas ou negativas desse cenário podem impactar positiva ou negativamente no consumo, no investimento e na produção industrial. (POTRICH et al., 2015).

As expectativas dos empresários industriais são importantes para o desempenho do setor industrial e para a economia do país, uma vez que seu comportamento influencia seu próprio setor e, ainda, pode influenciar os demais setores da economia. A ligação existente

entre as expectativas dos empresários e o ambiente econômico está associada à racionalidade dos agentes econômicos. Desse modo, um ambiente econômico estável oferece maior segurança aos empresários industriais, aumentando a confiança e a expectativa sobre seus negócios e investimentos futuros e sobre a economia do país. O aumento das expectativas dos empresários pode influenciar no desempenho da produção, do emprego, dos salários, dos investimentos em máquinas e equipamentos e nos demais elementos industriais.

Desse modo, o objetivo deste estudo é analisar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação brasileiras sobre o investimento privado e o emprego dessa indústria no período de 2003 a 2017.

Como objetivos específicos, pretende-se:

- a) Realizar levantamento teórico e empírico sobre as expectativas racionais;
- b) Descrever a modelagem que deu suporte à metodologia;
- c) Verificar a possível influência da expectativa empresarial sobre o investimento industrial privado; e,
- d) Verificar a possível influência da expectativa empresarial sobre o emprego industrial.

Por fim, este trabalho terá mais quatro seções, além da introdução. Na segunda seção encontram-se o referencial teórico com o estudo das expectativas racionais, os aspectos do investimento industrial, os elementos do emprego industrial, a análise da indústria brasileira após a abertura comercial e o estudo da literatura empírica. Na terceira seção localizam-se os procedimentos metodológicos, a teoria econométrica e o modelo econométrico proposto. A quarta seção aborda os resultados e discussões da pesquisa, e a seguir apresentam-se as considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

A revisão de literatura do referencial teórico está voltada ao estudo das expectativas racionais, dos aspectos do investimento industrial, dos elementos do emprego industrial, da análise da indústria brasileira após a abertura comercial e do estudo da literatura empírica. O intuito do primeiro tópico é conceituar e expor os aspectos relevantes em relação à caracterização das expectativas racionais a partir dos conceitos dos autores neoclássicos e sua influência sobre a conjuntura econômica, visto que essa vertente conceitua que as projeções dos agentes são formadas a partir do conjunto de informações disponíveis e do contexto econômico em que se encontra a economia. O segundo tópico tem como ponto principal averiguar as questões do investimento industrial, com o intuito de contextualizar e descrever a sua relevância para a expansão das indústrias. O terceiro tópico analisa o emprego industrial por ser um elemento essencial à estrutura produtiva industrial, assim descrevendo e exibindo sua importância no contexto industrial e econômico. O quarto tópico compreende o estudo da indústria brasileira após a década de 1990, sendo discutidos seus principais acontecimentos industriais, visto que no decorrer desse período a indústria brasileira passou por importantes transformações. No quinto tópico são analisados os trabalhos empíricos que abordam assuntos relacionados com o tema proposto do presente estudo, a fim de exibir as pesquisas realizadas anteriormente para, na seção do modelo econométrico proposto, apresentar a contribuição e o diferencial deste estudo.

### 2.1 Estudo das expectativas racionais

#### 2.1.1 Expectativas racionais e a vertente da escola neoclássica

No final de 1970, a corrente neoclássica originou uma nova concepção para os ortodoxos sobre a formulação das expectativas. Diferentemente das expectativas adaptativas adordadas por Milton Friedman em 1957<sup>1</sup>, a nova corrente propôs que as expectativas são racionais, sendo os agentes maximizadores de satisfação, conforme defendido por Friedman, porém incorporando na análise que as informações recebidas pelos agentes são otimizadas. Os neoclássicos defendem que as expectativas precisam ser racionais, pois sua formulação não

---

<sup>1</sup> FRIEDMAN, Milton. A Theory of the Consumption Function. **New Jersey**: Princeton University Press, 1957.

pode ser olhada somente para trás (*backward-looking*), mas também precisa ser olhada para o futuro (*forward-looking*). (PAULA et al., 2013).

Camargos (2011) refere que as primeiras críticas em relação às expectativas adaptativas foram feitas por Muth em 1961, desenvolvendo a Hipótese das Expectativas Racionais (HER), na qual as variáveis econômicas são formuladas a partir de processos sistemáticos. A partir das informações disponíveis, os agentes aprendem, ao longo do tempo, o processo que estabelece determinada variável, utilizando-se desses conhecimentos para formular as expectativas em relação a ela. Em seu estudo, Muth (1961) afirma que a hipótese pode ser analisada de forma mais precisa, em que as expectativas das empresas (ou a organização da probabilidade subjetiva dos resultados) buscam a organização em um mesmo conjunto de informação, conforme a previsão da teoria (ou a organização da probabilidade objetiva dos resultados).

A publicação do livro de John Muth no ano de 1961 mudaria a macroeconomia nas décadas seguintes, a partir da HER; contudo, as expectativas racionais tornaram-se conhecidas a partir dos estudos de Robert Lucas na década de 1970. Nesse período, a macroeconomia foi influenciada por estes trabalhos, sendo as expectativas racionais um dos princípios da emergente escola neoclássica. Os estudos das expectativas racionais incorporaram-se na formulação da política econômica, estando presentes em debates como: a ineficácia da política econômica; a proposição da inconsistência temporal da política econômica; e na tese da independência dos bancos centrais. (FERREIRA, 2014).

De acordo com Sent (2002), a HER de Muth tem como base três conceitos: i) a informação é escassa, e em razão disso o sistema econômico não a desperdiça; ii) a formação das expectativas depende exclusivamente da estrutura relevante do sistema que caracteriza a economia e; iii) uma “previsão pública” no sentido de Grunberg e Modigliani de 1954<sup>2,3</sup>, não apresentará efeito substancial em relação ao funcionamento do sistema econômico. Assim fundamentou-se a análise formal da hipótese: os erros aleatórios são distribuídos normalmente; existem equivalentes certezas para ser realizada a previsão das variáveis; e as equações do sistema, englobando as expectativas formuladas, são lineares.

---

<sup>2</sup> Para Sent (2002), o estudo de Grunberg e Modigliani demonstrou que, em certas condições, poderiam ser realizadas previsões de forma correta, mesmo quando estas influenciam o comportamento dos agentes, dado que as expectativas eram exógenas. Entretanto, Muth as endogeneizou.

<sup>3</sup> GRUNBERG, Emile; MODIGLIANI, Franco. The predictability of social events. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, Chicago, USA, v. 62, n. 6, p. 465-478, 1954.

Para Werlang (1998), a referência mais importante sobre as expectativas racionais e a neutralidade da moeda está no estudo de Robert Lucas publicado em 1972a<sup>4</sup>. Snowdon e Vane (2005) enfatizam os trabalhos de Robert Lucas<sup>5</sup>, sendo eles: “*Expectations and the neutrality of money*” de 1972a; “*Econometric testing of the natural rate hypothesis*” de 1972b<sup>6</sup>; “*Some international evidence on output-inflation tradeoffs*” de 1973<sup>7</sup>; “*An equilibrium model of the business cycle*” de 1975<sup>8</sup>; e “*Econometric policy evaluation: a critique*” de 1976<sup>9</sup>. Tais estudos foram fundamentais para a incorporação dos estudos macroeconômicos a partir da HER de Muth, que contribuíram também para o trabalho empírico de Lucas “*Studies in Business Cycle Theory*” publicado em 1981<sup>10</sup>, visto que essa série de artigos publicados por Robert Lucas proporcionou no período uma base analítica da abordagem das expectativas racionais em relação às flutuações econômicas agregadas (ciclos econômicos).

No Quadro 1 é apresentada uma síntese das expectativas adaptativas e racionais.

Quadro 1 - Síntese das expectativas adaptativas e racionais

Modelos de expectativas	Formação de expectativas	Autor	Estudo	Ano
Expectativas adaptativas	As expectativas são formadas a partir de informações passadas	Irvin G. Fisher	Expectativas de inflação	1930
		Philip Cagan	Hiper inflação	1956/1958
		Milton Friedman	Hipótese da renda permanente e estudos sobre política monetária	1957/1968
		Marc Nerlove	Dinâmica da oferta de produtos agrícolas	1958
Expectativas racionais	As expectativas são formadas a partir da análise de um conjunto de informações disponíveis e do conhecimento do contexto econômico no qual se encontra a economia	Robert Lucas e Leonardo Happing	Crítica ao modelo de Friedman de expectativas	1959
		Robert Lucas	Estudo sobre expectativas e neutralidade da moeda	1972
			Usa as expectativas racionais para criticar avaliações econômicas	1976
		Robert Lucas e Thomas Sargent	Crítica aos modelos keynesianos	1978
		Thomas Sargent	Estuda a taxa de juros	1973
		Sargent e Wallace	Estuda a política monetária e fiscal	1975
		Robert Barro	Estuda a política monetária	1976

Fonte: Adaptado de Freitas (2016).

<sup>4</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. Expectations and the neutrality of money. **Journal of Economic Theory**, Department of Economics, Cornell University, Ithaca, NY, v. 4, n. 2, p. 103-124, apr. 1972a.

<sup>5</sup> Em 1995, R. Lucas ganhou o Prêmio Nobel por seu estudo sobre as expectativas racionais. (FREITAS, 2016).

<sup>6</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. Econometric testing of the natural rate hypothesis. In: ECKSTEIN, O. (Ed.). **The Econometrics of Price Determination Conference**. Washington, D.C.: Board of Governors: Federal Reserve System and Social Science Research System Council, 1972b. p. 50-59.

<sup>7</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. Some international evidence on output-inflation tradeoffs. **The American Economic Review**, v. 63, n. 3, p. 326-334, jun. 1973.

<sup>8</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. An equilibrium model of the business cycle. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, Chicago, USA, v. 83, n. 6, p. 1113-1144, 1975.

<sup>9</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. Econometric policy evaluation: a critique. In: BRUNNER, K.; MELTZER, A. (Eds.). **The Phillips Curve and Labor Markets**. Amsterdam: North-Holland: Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 1976.

<sup>10</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E. **Studies in Business Cycle Theory**. Oxford: Basil Blackwell, 1981.

Ao analisar o Quadro 1, verifica-se que as expectativas adaptativas precedem as expectativas racionais, pois são formuladas a partir das informações passadas, e as expectativas racionais contemplam a análise de um conjunto de informações disponíveis juntamente com as informações disponíveis no ambiente econômico. Dessa forma, após a incorporação das expectativas racionais na macroeconomia, os agentes passaram a incluir o ambiente econômico em suas análises.

De acordo com Ferreira (2014), as previsões realizadas por agentes não terão diferença daquelas realizadas pelos modelos econômicos relevantes. Por isso, o estudo de Muth de 1961 assegurava que, se as previsões fossem diferentes, haveria grandes oportunidades de lucro para os conhecedores da teoria, a exemplo dos economistas, que poderiam usufruir desse conhecimento a fim de se beneficiarem a partir da comercialização de bens ou da venda de serviços de previsão. Montes e Almeida (2016) complementam que, no processo de tomada de decisões, as expectativas empresariais possuem um papel importante, pois ambientes econômicos mais estáveis (instáveis) reduzem (aumentam) as incertezas dos agentes sobre o futuro da economia, dessa forma aumentando (reduzindo) o otimismo e a confiança dos empresários.

No entanto, Sargent (2008, p. 1<sup>11</sup> apud FERREIRA, 2014, p. 64) conceitua as expectativas racionais de forma mais intensa:

É um conceito de equilíbrio que pode ser aplicado a modelos econômicos dinâmicos [...] em que as variáveis endógenas são influenciadas pelas expectativas em relação aos valores futuros dessas variáveis tidas pelos agentes no modelo.

Herscovici (2015) acrescenta que, através da hipótese de ergodicidade<sup>12</sup>, se obtêm os primeiros fundamentos para a compreensão da racionalidade individual, posto que os agentes maximizam a função lucro e a utilidade por conhecerem as práticas do mercado (presente/futuro) de preço e quantidade e, desse modo, formulam racionalmente suas expectativas, em que as probabilidades subjetivas se tornam o mesmo valor das probabilidades objetivas, não ocorrendo em média erros de previsão.

As expectativas racionais são distinguidas em duas formas, sendo elas: fraca e forte. Snowdon e Vane (2005) enfatizam em seu estudo a importância de diferenciar as formas fraca e forte de expectativas racionais, pois a forma fraca tem como conceito que os agentes

<sup>11</sup> SARGENT, Thomas J. Rational expectations. In: DURLAUF, Steven N.; BLUME, Lawrence E. **The New Palgrave Dictionary of Economics**. 2<sup>nd</sup> ed. London:Palgrave Macmillan UK, 2008.

<sup>12</sup> O estudo ergódico consiste na análise de séries temporais, em que a previsão dos eventos do presente e do futuro pode ocorrer nos termos da probabilidade estatística, a partir dos dados históricos. (DAVIDSON, 2003).

econômicos são racionais e utilizarão as informações disponíveis do melhor modo (mais eficiente) possível para a formulação de previsões ou expectativas. Logo, as expectativas são formuladas em consonância com o comportamento individual de maximização de utilidade dos agentes econômicos.

Por sua vez, a hipótese forte resulta do trabalho de Muth de 1961, que conceitua que a previsão dos agentes sobre os eventos futuros é a mesma previsão da teoria econômica relevante, na qual são aceitos os erros de previsões, porém os erros não podem estar correlacionados com o conjunto de informações obtidas no período em que a expectativa foi formulada; assim, as expectativas não estão sistematicamente erradas (tendenciosas) ao longo do tempo. Com relação às expectativas que se apresentarem sistematicamente erradas, os agentes aprenderão com os erros, mudando o modo de formulá-las, eliminando erros sistemáticos. (SNOWDON; VANE, 2005).

Moretti e Lélis (2007) complementam que, em qualquer das duas versões (fraca ou forte), os agentes econômicos são maximizadores de funções-objetivo, respondendo de forma ótima em relação às informações extraídas da sociedade. A HER para os neoclássicos pode ser descrita de maneira geral, tendo como exemplo a variável expectativa da taxa de inflação, mas também pode ser utilizada qualquer outra variável:

$$P_t^e = E\left(\frac{P_t}{I_{t-1}}\right) \quad (1)$$

em que:

$P_t^e$ : expectativa da taxa de inflação de  $t$ ;

$E\left(\frac{P_t}{I_{t-1}}\right)$ : esperança da taxa de inflação, condicionada a um conjunto de informações

disponibilizadas ao decorrer do tempo  $t - 1$ .

A teoria neoclássica pressupõe mais duas hipóteses. Para Moretti e Lélis (2007), na primeira hipótese a economia sempre se apresenta em um *market clearing*, em que os preços se ajustam constantemente, assim mantendo o equilíbrio do mercado. Todavia, na segunda hipótese as decisões racionais formuladas pelos empresários e trabalhadores impactam em cada elemento através do comportamento otimizador, visto que a segunda versão dessa hipótese afirma que ocorrerão divergências entre o efetivo e o esperado se os agentes errarem suas expectativas.



A equação (2) demonstra esses conceitos a partir da relação entre empresário e trabalhadores sobre as variáveis preço, salário, emprego e produto:

$$Y_{t(z)} - Y_{nt} = \gamma \cdot \left[ P_t^e - E \left( \frac{P_t}{I_{t(z)}} \right) \right] \quad (2)$$

Logo:

$P_t^e$ : preço correspondente da firma  $z$  no tempo  $t$ ;

$E \left( \frac{P_t}{I_{t(z)}} \right)$ : derivação da equação (1), especificada para  $z$ ;

$Y_{t(z)}$ : produto dessa firma;

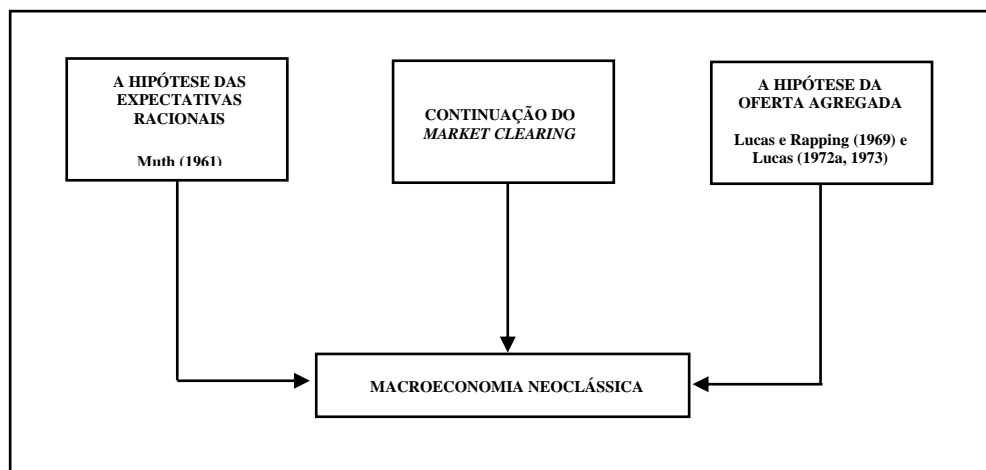
$Y_{nt}$ : produto da firma, sendo conceituado como produto natural ou potencial da firma  $z$  em equilíbrio geral; e,

$\gamma$ : parâmetro que relaciona as variações nos preços com as respostas da produção.

Conforme discutido por Snowdon e Vane (2005), os princípios da abordagem neoclássica para a macroeconomia estão envolvidos em três sub-hipóteses, sendo elas: i) a Hipótese das Expectativas Racionais; ii) o pressuposto do *market clearing* contínuo e; iii) a hipótese da oferta agregada de Lucas. Os economistas neoclássicos aceitam as três hipóteses, porém nada impede que os economistas persuasivos averiguem a teoria sem precisarem, obrigatoriamente, aceitar essas três hipóteses juntas.

A Figura 1, a seguir, apresenta o modelo estrutural dos neoclássicos.

Figura 1 - Modelo estrutural dos neoclássicos



Fonte: Adaptado de Snowson e Vane (2005).

Ao observar a Figura 1, analisa-se que o modelo estrutural dos neoclássicos relaciona a macroeconomia neoclássica com a Hipótese das Expectativas Racionais de Muth de 1961, com a continuação do *market clearing* e com a hipótese da oferta agregada de Lucas e Rapping de 1969<sup>13</sup>, e de Lucas de 1972a e 1973.

A importância das expectativas racionais no contexto econômico, através da incorporação da HER na macroeconomia, trouxe um aprofundamento na política econômica através dos estudos cruciais de John Muth, Robert Lucas e demais estudiosos neoclássicos. A análise das expectativas racionais compreende informações econômicas importantes: além da análise do *market cleaning*, que consiste no ajustamento contínuo dos preços dos mercados, tem-se também o estudo das projeções dos agentes econômicos. Os agentes (empresas/indivíduos) formulam suas hipóteses a partir de informações, embora elas sejam relevantes e escassas, sendo dependentes da estrutura econômica do sistema. Por sua vez, os erros são distribuídos aleatoriamente a partir da análise de um conjunto de variáveis endógenas, com base na hipótese de ergodicidade.

### 2.1.2 Expectativas na economia

O Brasil integrou-se na agenda dos *policy-makers* a partir de 1999. Entende-se por *policy-makers* um regime de política macroeconômica que define e anuncia determinadas regras com o intuito de proporcionar aos agentes econômicos um ambiente propício à tomada de decisões. (SILVA; CÂNDIDO JÚNIOR, 2010). Duas importantes condições precisam ser alcançadas para que o regime de política macroeconômica seja denominado ideal. São elas: i) a credibilidade sobre as metas operacionais das diversas políticas macroeconômicas e; ii) o crescimento contínuo do padrão econômico no longo prazo. (OREIRO, 2012).

Conforme o estudo de Montes e Feijó (2007), a análise monetária acerca da influência da reputação, credibilidade e transparência do governo e de suas políticas sobre a condução da política monetária e de seus impactos no ambiente econômico passou a ser observada a partir do advento da HER, do debate em relação ao uso ou não das normas para a condução da política monetária, da teoria da independência do banco central e da inserção do regime de metas de inflação. No entanto, apesar de as técnicas de investimento serem basicamente as mesmas para todas as empresas que desempenham suas funções tanto no mercado interno como no externo, com cenário estável ou turbulento, em países economicamente

---

<sup>13</sup> LUCAS JUNIOR, Robert E.; RAPPING, Leonard A. Real wages, employment, and inflation. **Journal of Political Economy**, University of Chicago Press, v. 77, n. 5, p. 721-754, set./oct. 1969.

desenvolvidos ou não, os investimentos estão propensos aos riscos decorrentes de cada cenário ou mercado. Os efeitos desse risco e instabilidade podem estar associados a fatores de ordem política, econômica, natural ou conjuntural, visto que esses efeitos podem influenciar os projetos de várias formas, alterando o nível da atividade econômica, da demanda e do fluxo de caixa. (ANTONIK, 2004). A confiança do empresário é tida como um ponto de referência, uma vez que as organizações estão cada vez mais disputando uma posição no mercado. (AIUB; ANDRINI; JUTTEL, 2012).

Segundo Montes e Machado (2014a), o investimento agregado é uma variável que se insere no processo de *forward-looking*, em razão de serem os ganhos dos agentes futuros reflexos de suas decisões de investimentos formuladas no período passado. Os agentes tomam suas decisões futuras fundamentados em suas expectativas e nas informações disponíveis no presente; contudo, eles não possuem acesso a todas as informações devido à incerteza do ambiente econômico. A credibilidade do regime de metas de inflação proporciona um cenário econômico mais estável, contribuindo para a formulação das expectativas e permitindo aos agentes maior perspectiva sobre o futuro da economia, visto que o aumento dessa perspectiva possibilita um aumento do investimento, em razão da redução dos riscos associados à incerteza do ambiente futuro.

Oreiro (2012) complementa afirmando que o estoque de capital decorre das decisões de investimentos realizadas pelos empresários no passado, respaldando-se nas expectativas formadas por eles acerca do crescimento da demanda por seus produtos. Ademais, o autor ressalta que, dentro de certos limites, o investimento e a força de trabalho são considerados como uma variável endógena, que se ajusta de acordo com o aumento esperado da demanda agregada; logo, a presença de economias estáticas e dinâmicas de escala torna a produtividade do trabalho uma função do nível e da taxa de crescimento da produção para as empresas.

Essa interação do cenário econômico com as expectativas dos empresários industriais e, por conseguinte, com as decisões de investimentos pode ser observada no trabalho de Montes e Machado (2014a). Para os autores, ocorre sensibilidade entre a formação das expectativas dos empresários industriais e as expectativas das variáveis macroeconômicas, como inflação, crescimento do produto, taxa básica de juros e taxa de câmbio. Além disso, o investimento agregado e o emprego são impactados pelas expectativas, taxa de juros, crédito, e taxa de câmbio. Na opinião de Mattei e Scaramuzzi (2016), a desvalorização cambial faz com que os salários reais reduzam seu valor, impactando no poder de compra dos trabalhadores; todavia, esse efeito é atraente para os empresários, já que salários mais baixos

expandem a margem de seus lucros. Isto é, no setor de bens comercializados a redução do valor do salário real seria compensada pelo investimento, através do crescimento do emprego.

Dessa forma, as expectativas assumem um papel essencial nas decisões de produção, porque os empresários têm como principal desafio a tomada de decisão em um ambiente de incerteza. Em um cenário de metas de inflação, o comprometimento do governo e do banco central em relação às metas fiscais e monetárias fixadas auxilia os agentes econômicos a formarem suas expectativas. No entanto, existem poucos trabalhos, inclusive com casos brasileiros, que relacionam como as expectativas dos empresários são afetadas a partir da condução das políticas econômicas e do compromisso do governo com suas metas. (MONTES; ALMEIDA, 2016).

De acordo com Montes e Machado (2014a), um cenário macroeconômico estável é essencial para a tomada de decisões empresariais dado que, na maioria das vezes, essas decisões são fundamentadas em expectativas formadas em relação à conjuntura econômica. O ambiente econômico torna-se mais estável a partir do momento em que a meta de inflação estabelecida é cumprida, pois o regime conquista credibilidade e a condução da política monetária se torna menos abrupta. Para entender o impacto da política monetária na economia, é preciso compreender como os agentes econômicos traçam as decisões fundamentadas em suas expectativas e confiança, sendo fundamental conhecer os elementos que os motivam e como a autoridade monetária influencia. (MONTES; FEIJÓ, 2007).

Para Hofmann (2012), o nível de confiança dos agentes econômicos e as expectativas em relação aos eventos futuros podem refletir em suas decisões intertemporais, de modo que as percepções negativas ou positivas do ambiente podem influenciar positiva ou negativamente no consumo, na poupança, no investimento e na produção industrial. Devido a isso, instituições como a Confederação Nacional da Indústria (CNI) e a Federação Nacional do Comércio de Bens, Serviços e Turismo do Estado de São Paulo (Fecomércio) desenvolvem indicadores a fim de acompanhar a confiança de empresários e consumidores.

Conforme Aiub, Andrini e Juttel (2012, p. 11), “a análise do índice de confiança dos empresários industriais é uma importante ferramenta na busca da adequação das ações empresariais com o cenário econômico local, nacional e até mesmo global”. Hofmann (2012) acresce que os agentes econômicos tomam suas decisões de consumo, poupança, produção e investimento em diversos ambientes, sendo que fatores de ordem conjuntural e estrutural podem afetar suas decisões. Dessa forma, o ambiente econômico pode sofrer influências das escolhas dos consumidores e dos produtores, impactando diretamente na atividade econômica.

No que se refere ao estudo do compromisso fiscal sobre a confiança dos empresários brasileiros e como ela influencia nas decisões de produção, Montes e Almeida (2016) afirmam que o aumento do otimismo dos empresários com relação a seus negócios e com a economia ocorre quando o governo cumpre a política fiscal e as metas do superávit primário, dado que as decisões de produção são influenciadas pelo aquecimento da atividade econômica, taxa de juros real, crédito, taxa de câmbio e confiança dos empresários.

Montes e Bastos (2013) elaboraram um estudo que analisa a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas econômicas em relação às expectativas e à confiança dos empresários no Brasil. Os autores concluíram que as políticas econômicas, a credibilidade da inflação e variáveis macroeconômicas são fundamentais na tomada de decisões de produção, visto que o aumento da credibilidade proporciona um ambiente mais estável, elevando a confiança dos empresários na economia e em seus negócios e, por conseguinte, impactando no desempenho econômico. Montes e Almeida (2016, p.237) reiteram:

Um comprometimento da autoridade monetária e da autoridade fiscal com os objetivos estabelecidos é capaz de impactar o desempenho econômico por meio das decisões de produção, que são afetadas pelas expectativas e pela confiança dos empresários.

O estudo de Montes e Machado (2014a) analisou os efeitos da credibilidade monetária, da credibilidade fiscal e de outras variáveis expectativas em relação às expectativas dos empresários industriais, e a influência de suas expectativas sobre o investimento agregado e o emprego. Os autores concluíram que o comprometimento das autoridades monetária e fiscal com suas metas influencia a formação das expectativas dos empresários em relação ao futuro da economia, que influenciará a tomada de decisões dos empresários em relação ao investimento e ao emprego. Notou-se que as expectativas dos empresários industriais são vulneráveis à formação das expectativas das variáveis macroeconômicas, como a inflação, o crescimento do produto, a taxa básica de juros e a taxa de câmbio.

Para Simonassi, Arraes e Oliveira (2013), quanto maior for a incerteza em um ambiente econômico, maior será a representação do papel das expectativas na determinação da produção industrial doméstica. Os autores ressaltam que nos países desenvolvidos já se tem uma prática consolidada do uso de pesquisas qualitativas para a análise de modelos econômicos; entretanto, observa-se que nos países em desenvolvimento esses estudos são muito escassos, sugerindo em seu estudo a aplicação de dados qualitativos brasileiros em

estimativas que não omitem a presença de alterações estruturais nos parâmetros dos modelos econômicos.

Assim, observa-se que ambientes macroeconômicos estáveis favorecem a tomada de decisões dos empresários industriais, pois essas decisões empresariais são influenciadas pelas expectativas formadas acerca do contexto econômico e político. O comprometimento das autoridades com as políticas monetárias e fiscais é importante para a economia de um país, porque o cumprimento das metas estabelecidas demonstra comprometimento com o sistema econômico, proporcionando um ambiente econômico estável e melhores expectativas dos agentes econômicos sobre a economia do país e de seus negócios.

## **2.2 Aspectos do investimento industrial**

A estrutura produtiva é um elemento que pode ser considerado importante na determinação do crescimento econômico de um país; ao ser comparada com os outros setores da economia, ela possui um potencial maior de ganhos de produtividade através da utilização de tecnologia implantada em máquinas e equipamentos. Esse setor se apresenta como uma fonte de importantes inovações para a produtividade de diversos setores econômicos, sendo compreendido como uma fonte de empregos de maior qualidade e menor rotatividade, permitindo a melhoria de um capital humano específico e beneficiando a produtividade. (VIEIRA; AVELLAR; VERÍSSIMO, 2014; MESSA, 2015).

Para Lamonica e Feijó (2013), o crescimento das economias em desenvolvimento está relacionado com as mudanças estruturais, visto que seu dinamismo se associa ao modo com que são transmitidos os estímulos de demanda agregada à estrutura de oferta. A mudança estrutural é importante para o crescimento econômico, em razão de nenhuma economia de mercado permanecer inalterada a longo prazo, assim como os fatores de produção também não são constantes no decorrer do tempo. Para os autores, a mudança estrutural pode acontecer de forma espontânea, sendo guiada pelo mercado ou através de políticas com o intuito de expandir a produtividade.

De acordo com Brito e Garrote (2015), a indústria possui um efeito de encadeamento, em virtude de sua influência sobre o crescimento dos demais setores da economia. Ao utilizar os recursos de outros setores e segmentos industriais, estas economias de escala inseridas na indústria beneficiam a lucratividade dos demais setores. Jacinto e Ribeiro (2015) ressaltam a importância de um país possuir conhecimentos sobre o padrão de evolução da produtividade,

dado que compreender e acompanhar a competitividade são fatores primordiais para sustentar um lugar no cenário internacional ou para manter o crescimento econômico.

Na visão de Silva, Rodrigues e Ferreira (2015), um dos elementos essenciais para o crescimento econômico sustentável de uma economia é a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF). De acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2008, p. 35):

A formação bruta de capital fixo inclui o valor da aquisição de bens de capital novos, da importação de bens de capital usados e as aquisições, líquidas de cessões, de bens de capital já existentes na economia nacional. Quanto às categorias de ativos considerados, destacam-se os bens imóveis (construções residenciais, comerciais, industriais, obras de infra-estrutura etc.) e móveis (meios de transporte, máquinas, equipamentos e outros bens de capital).

Sonaglio, Braga e Campos (2010) são enfáticos em seu estudo. Os autores afirmam que o investimento em capital fixo é um importante fator na determinação do produto, emprego e renda, enfatizando o aumento da capacidade produtiva e o crescimento da atividade econômica. O aumento da produtividade está relacionado com a melhor utilização dos fatores de produção, tendo o propósito de aumentar a quantidade de bens e serviços em um menor tempo, com a redução dos esforços humanos, visto que as variações da capacidade produtiva de uma economia (investimentos/desinvestimentos) são mensuradas através da Formação Bruta de Capital Fixo. (MENDONÇA; FREITAS; SOUZA, 2009; IBGE, 2008).

Para que as empresas realizem investimento em bens de capital, é necessário que tenham recursos financeiros que proporcionem sua execução. Na política industrial, o crédito pode ser considerado um elemento eficaz através da promoção de investimentos, geração de emprego, renda, exportação ou tecnologia, dado que a existência de mecanismos financeiros apropriados é um requisito para a instalação ou para dar seguimento a indústrias importantes. (TORRES FILHO, 2009; LUPORINI; ALVES, 2010). Para Coronel, Azevedo e Campos (2014, p. 116), “os instrumentos que o Estado pode utilizar para a promoção de tais políticas podem ser subsídios, créditos, isenções fiscais, melhor infraestrutura e logística, aumento de barreiras às importações, políticas de desenvolvimento tecnológico e de inovação”.

Todavia, os efeitos do investimento público sobre o investimento privado podem ser positivos ou negativos, visto que um nível maior de investimento público através de melhorias na infraestrutura e no sistema de serviços, como estradas, portos e meios de comunicação, pode estimular o crescimento privado e proporcionar bons resultados, especialmente em países que possuem pouca infraestrutura ou poucos bens públicos. O investimento público também pode ocorrer de forma contracíclica, elevando o consumo dos insumos e serviços do

setor privado; sendo assim, a função da acumulação de capital passa a ser complementar ao investimento privado. (LUPORINI; ALVES, 2010).

Por sua vez, os *déficits fiscais* do governo decorrentes dos gastos públicos podem afetar negativamente o investimento privado, sendo este efeito conhecido como *crowding-out*. Em economias desenvolvidas, o aumento da taxa de juros é utilizado para influenciar o investimento privado; por sua vez, nas economias em desenvolvimento que possuem restrições financeiras, além da elevação da taxa de juros, podem ser implantados pelo governo recursos físicos e financeiros. Ademais, uma redução do crédito pode diminuir o investimento da economia, pelo menos no curto prazo. (LUPORINI; ALVES, 2010).

Na concepção de Torres Filho (2009, p. 48):

O crédito não é uma mercadoria usual. Sua disponibilidade afeta não só o nível de atividade econômica como a distribuição da renda e da riqueza no interior da sociedade. Em particular, recursos financeiros para a determinação do nível de investimentos e, por consequência, para a trajetória de crescimento tanto de empresas quanto da economia como um todo.

No que corresponde à análise macroeconômica, Miguez (2016) afirma que o bom desenvolvimento de uma indústria de bens de capital nacional infere em um efeito acelerador por meio da expansão da taxa de crescimento da economia, sendo esta expansão resultante dos efeitos dos encadeadores produtivos presentes nas indústrias. Para Miguez, Willcox e Daudt (2015), é fundamental observar o ritmo de crescimento econômico para compreender o desempenho do investimento e, assim, assimilar o comportamento da indústria de bens de capital. Os autores afirmam ainda que as mudanças na taxa de crescimento afetam a capacidade produtiva da economia e a capacidade da indústria de bens de capital no longo prazo, sendo necessário realizar ajustes. Para sustentar o crescimento de um ambiente com taxas altas de crescimento, é preciso exibir taxas de investimento compatíveis.

Para a CNI (2008, p. 2), “não há estatísticas que meçam diretamente a capacidade produtiva do país, pelo menos não a tempo hábil de se utilizar os instrumentos de controle de demanda e evitar o crescimento da inflação ou a recessão desnecessária”. Sendo assim, é evidenciado no estudo que a mensuração da evolução da capacidade instalada tendo como base o investimento é usual, pois impacta exatamente a capacidade produtiva. Feijó (2006) destaca que, sendo o conceito de capacidade produtiva pouco objetivo devido à natureza da variável, é preciso associar o modo utilizado pelas empresas em relação à tomada das decisões sobre os equipamentos considerados disponíveis, em função do retorno de suas expectativas.

Observa-se que o investimento é uma variável importante para o crescimento da indústria, dado que o aumento da produção contribui para a economia como um todo,



ocasionando um efeito de encadeamento e beneficiando os demais setores envolvidos. O dinamismo do setor produtivo está associado à demanda e à oferta, podendo ocorrer espontaneamente ou através da influência das políticas econômicas.

### **2.3 Elementos do emprego industrial**

O grau de produtividade de uma economia pode ser compreendido a partir do modo em que a produção combina os insumos capital e trabalho. Para uma quantidade de insumos, um crescimento da produção ocasiona um acréscimo no produto. O crescimento pode ocorrer de dois modos: o primeiro modo é a partir do progresso técnico, sendo a transferência da fronteira tecnológica, e o segundo é o aumento da eficiência econômica, este decorrente da aproximação desta fronteira a partir de uma economia mais eficiente. (MUSSOLINI; TELES, 2010).

Conforme Mendonça, Freitas e Souza (2009, p. 75):

A produtividade é, portanto, uma medida da eficácia da mão-de-obra, e seu incremento resulta dos efeitos combinados de um grande número de fatores distintos, mas interdependentes, tais como equipamento, emprego, melhoramentos técnicos, ambiente físico, circulação da matéria-prima, eficácia da direção, utilização eficaz das unidades de produção, utilização adequada de recursos humanos qualificados etc.

Segundo Luporini e Alves (2010), o investimento em capital fixo pode ser visto como um dos elementos que se constitui na determinação do produto, emprego e renda da economia de uma nação, devido à possibilidade de expansão da capacidade produtiva e do aumento do nível de atividade. Para os autores, o ritmo e o padrão dos investimentos em capital fixo são fatores essenciais para compreender a atividade econômica, uma vez que as oscilações desses fatores auxiliam nas flutuações agregadas. Os modelos teóricos e os resultados empíricos associados ao investimento contribuem e disponibilizam informações para os debates de políticas econômicas.

As variáveis emprego, salário e preço também são importantes para o crescimento da produtividade. De acordo com Blanchard (2007), um aumento do nível dos preços proporciona na mesma medida um aumento do salário nominal, porém os salários são fixados pelas empresas normalmente em um intervalo de um ano; logo, se nesse período o nível de preço subir, os salários nominais não serão ajustados. Os salários possuem uma relação inversa com a taxa de desemprego, em virtude da dependência existente entre esses dois

fatores. Uma taxa elevada de desemprego diminui o poder de negociação dos trabalhadores, fazendo com que aceitem salários mais baixos.

Para Bondezan e Scorzafave (2010), vários estudos têm relacionado o impacto do salário mínimo sobre o mercado de trabalho, seguido de seus efeitos na economia geral, visto que o custo da mão de obra, os lucros das empresas e o nível de preços (inflação) e outros fatores são afetados. Contudo, Araújo (2010) afirma que a desvalorização cambial pode contribuir na geração de empregos e investimentos, em virtude da expansão da capacidade instalada decorrente do aumento das exportações. Conforme Bresser-Pereira (2009), ao considerar que existe uma relação entre o crescimento e a taxa de investimento e a produtividade, e entre a taxa de investimento e a oportunidade de lucro, verifica-se que só uma taxa de câmbio competitiva impulsionará os investimentos direcionados para a exportação, uma vez que isto é necessário para que uma economia de renda média cresça, aproveitando suas vantagens econômicas (baixos salários).

Já Bresser-Pereira e Gala (2010) relacionam a taxa de câmbio com os salários: quanto mais valorizada for a taxa de câmbio, maior será o valor dos salários (dos trabalhadores) e dos ordenados reais (da classe média profissional), devido à redução do preço dos bens comercializados no comércio internacional sobre os preços dos serviços que não são comercializados (salários e ordenados). Consequentemente, os lucros dos empresários serão reduzidos, seja pelo aumento do nível dos salários e ordenados (lado da renda) ou pela redução da exportação e do investimento exterior em relação ao capital nacional (lado da demanda). Para os autores, os lucros, os salários e os ordenados, além de serem basicamente dependentes do nível de produtividade e do padrão de distribuição de renda, também dependem da taxa de câmbio.

Entretanto, em sentido oposto, o câmbio competitivo (desvalorizado) impulsiona as exportações e reduz as importações, equilibrando a conta corrente; contudo, ocorre uma redução do valor dos salários que afeta negativamente o consumo agregado. A competitividade cambial proporciona um aumento do investimento e do Produto Interno Bruto (PIB), compensando a redução do consumo. (ARAÚJO, 2010). Para Araújo e Gala (2012), os salários determinam a demanda agregada e o custo de produção; e ainda, são um mecanismo importante nas estratégias de gestão e disciplina, entre o vínculo do capital e trabalho. O nível de utilização da capacidade e o desempenho da produtividade do trabalho são afetados, mesmo de maneira indireta, pelo nível do salário.

Com relação ao emprego e ao salário, verifica-se que eles possuem uma relação inversa, pois o aumento da taxa de desemprego está diretamente associado à perda do poder

de negociação dos trabalhadores, resultando na redução dos salários. A interação entre o insumo, o capital e o trabalho é essencial para a produtividade e influencia diretamente o setor. Investimentos em capital fixo (máquinas e equipamentos) também auxiliam na expansão da capacidade produtiva.

## **2.4 Indústria brasileira após a abertura comercial**

As diversas transformações do processo produtivo brasileiro após os anos de 1990 estão relacionadas com a ruptura do modelo utilizado, que exibia característica protecionista e intervencionista por parte do Estado. A crise da dívida externa, inflação elevada, desvalorizações cambiais e desajuste fiscal marcaram a recessão econômica dos anos 1980, afetando o setor produtivo e o crescimento da economia. O setor industrial reduziu sua participação no PIB após o ano de 1980, e em 1990 foram realizadas fortes mudanças na estrutura produtiva do país em razão das políticas implantadas e da crise herdada do período de 1980. (GOBI; CASTILHO, 2016).

Colantuono (2015) enfatiza que as mudanças na estrutura produtiva do país na década de 1990 foram decorrentes da implantação das reformas e das políticas macroeconômicas. A abertura comercial, associada ao processo de valorização da moeda depois da inserção do Plano Real em julho de 1994, modificou significativamente o cenário econômico, ocasionando rápida redução da competitividade, principalmente das indústrias com setores intensos em tecnologia. Após a implantação do Plano Real, a balança comercial reverteu seu saldo e o aumento expressivo das importações de produtos industriais intensivos em tecnologia foi decorrente do declínio desse ambiente em relação às condições de competitividade do período. (CURADO, 2013).

Entre os anos de 1994 e 1998, a valorização cambial favoreceu os segmentos que adquiriram insumos importados. A estabilização dos preços após a inserção do Plano Real beneficiou os setores produtivos direcionados à distribuição do mercado interno, e a desvalorização cambial de janeiro de 1999 favoreceu os setores de maior atividade exportadora. (COLANTUONO, 2015). Nos anos 2000, o governo adotou políticas industriais a fim de desenvolver a indústria; no entanto, não ocorreram significativas alterações e nesse período as taxas de crescimento não foram sustentadas. (GOBI; CASTILHO, 2016).

Em 2002, com a mudança do Governo Federal, o presidente Lula manteve alguns aspectos da política econômica do governo anterior, como as metas de inflação, taxa de

câmbio flexível e valorizada e o superávit primário, mas expandiu diversos programas de assistência social. (FONSECA; CUNHA; BICHARA, 2013).

De acordo com Messa (2015), a década de 2000 foi marcada pela alta dos preços das *commodities* e a entrada de capitais estrangeiros no país, proporcionando um modelo econômico fundamentado no crescimento do consumo juntamente com a redução das taxas de poupança.

Medeiros (2015, p. 15) analisa a primeira década dos anos 2000 e afirma que:

A combinação entre a forte alta nas cotações das *commodities*, a expansão da demanda destas pela China, a redução da taxa de juros nos Estados Unidos e a ampla liquidez financeira internacional destravou as restrições externas da economia brasileira. Neste período, o Brasil pôde elevar significativamente sua taxa de crescimento, seu saldo comercial, aumentar suas reservas internacionais, ao mesmo tempo que reduzia sua taxa de juros doméstica. Foi notável, neste ambiente, a evolução simultânea do salário mínimo real e da formalização do emprego.

Com o intuito de fomentar o setor industrial, o Governo Lula lançou em 2004 a Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE), que se estabeleceu nos seguintes eixos: inovação e desenvolvimento tecnológico; inserção externa; modernização industrial; e, aperfeiçoamento do ambiente institucional e expansão da capacidade produtiva. A PITCE tornou-se um marco da retomada de planejamento estatal no Brasil, por meio das etapas de identificação de problemas, apresentação de soluções e inserção de medidas, mas esta política não apresentou o desempenho esperado porque seu objetivo não estava bem delimitado e pelo contexto econômico desfavorável. (CORONEL; AZEVEDO; CAMPOS, 2014; GUERRIERO, 2012; SEBBEN; SILVA, 2016).

Entre os anos de 2003 a 2008 o crescimento econômico brasileiro foi retomado, e a taxa média de crescimento do PIB foi de 4,2% a.a. nesse período. Ao comparar com o período anterior, verifica-se que a taxa praticamente dobrou. Em virtude da crise financeira global (*sub-prime*), em 2009 o PIB teve resultado negativo de 0,6%; contudo, o país apresentou uma rápida recuperação econômica. Vale ressaltar que as taxas de crescimento do PIB nos anos de 2007 a 2010, com exceção do ano de 2009, ultrapassaram os 5% a.a. (CURADO, 2011).

Conforme Coronel, Azevedo e Campos (2014), em 2008 foi lançada nova tentativa de fomentar o setor industrial, a partir da Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP). As medidas e as ações da PDP podem ser evidenciadas em quatro diferentes categorias, sendo elas: desoneração e isenção tributária; crédito e financiamento; regulatórias; e diversas (sendo esta denominação por falta de definição, ou por serem meras intenções ou diretrizes). Para Guerriero (2012), o foco da PITCE repetiu-se na PDP, ou seja, expandir a competitividade

sistêmica da indústria brasileira através de incentivos às atividades de pesquisa e inovação tecnológica, sendo preservados e ampliados os instrumentos institucionais e legais.

Todavia, a PDP não alcançou boa parte de seus propósitos devido à falta de critérios, visto que os objetivos dos setores seriam fundamentais para o melhor desenvolvimento e a maior integração do setor industrial brasileiro. (CORONEL; AZEVEDO; CAMPOS, 2014).

Diante desse contexto, o crescimento que se permeou até o período de 2010 impactou o crescimento de todos os componentes do PIB, e consecutivamente resultou em taxas mais altas de crescimento. O consumo das famílias tornou-se o elemento mais importante dessa expansão, em razão de seu peso sobre a renda. (MEDEIROS, 2015).

Curado (2011) afirma ainda que o mercado consumidor decorrente da melhoria da distribuição de renda foi essencial para a retomada do crescimento da economia brasileira após a crise financeira, uma vez que, após setembro de 2008, o cenário internacional se alterou drasticamente por conta da crise. O autor reitera que essa melhoria da distribuição de renda está associada significativamente às políticas públicas inseridas no período.

Bresser-Pereira (2013) destaca que no Governo Lula a política macroeconômica brasileira se manteve no “tripé macroeconômico”, porém o governo não conseguiu baixar a taxa de juros e a sobrevalorização cambial, terminando seu governo em 31 de dezembro de 2010 com elevada taxa de juros real, ao ser comparado com os demais países. Já no Governo Dilma (2011-2014), conforme discutido no trabalho de Curado e Nascimento (2015), houve um aumento no caráter expansionista da política fiscal, e em um contexto de redução do crescimento econômico a receita total do governo central sobre o PIB manteve-se inalterada. Houve aumento das despesas do governo central de 17,5% do PIB, em 2011, para 18,9% no ano de 2013, resultando na redução do superávit primário de 2,3% para 1,9% do PIB nesse período. Considera-se este o pior resultado entre 2003-2013, com exceção de 2009, que sucedeu um superávit primário de 1,2% do PIB em razão das políticas implantadas e da crise.

Segundo Fonseca e Cunha (2015), a partir da década de 2000 a indústria brasileira perdeu competitividade nos setores produtivo e exportador. O valor adicionado do setor de manufaturados brasileiros passou de 1,85% em 2003 para 1,66% em 2013. Em alguns anos houve a retomada do crescimento, porém no longo prazo a tendência é de declínio. Já as exportações brasileiras de manufaturados exibiram crescimento até meados dos anos 2000, apontando uma desaceleração até o ano de 2011 e, a partir daí, lenta recuperação. Averigua-se que o saldo é positivo no acumulado do período, crescendo de 0,68% em 2003 para 0,72% em 2013; contudo, a indústria brasileira apresentou desempenho inferior quando comparado com a média dos países emergentes.

A Tabela 1, a seguir, exibe a evolução do crescimento econômico e da taxa de investimento do período de 2003-2016.

Tabela 1 - Taxas (%) de crescimento do PIB e da taxa de investimento agregado, Brasil, 2003-2016

Ano	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
<b>PIB</b>	1,1	5,8	3,2	4	6,1	5,1	-0,1	7,5	4	1,9	3	0,5	-3,8	-3,6
<b>FBCF + Variação de Estoques</b>	16,9	17,9	17,2	17,8	19,8	21,6	18,8	21,8	21,8	21,4	21,7	20,5	17,6*	15,4*

Fonte: Adaptado de IBGE (2016).

\*Resultados preliminares calculados através das Contas Nacionais Trimestrais.

Ao observar a Tabela 1, verifica-se que o crescimento econômico do período foi seguido do crescimento da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) mais a variação de Estoque e do Produto Interno Bruto (PIB), posto que as variações desta última variável influenciam no resultado da FBCF e do Estoque. Para Silva, Rodrigues e Ferreira (2015), o crescimento sustentado entre 2004 a 2008 deu-se em razão do crescimento da taxa de investimento em três pontos percentuais no período. O maior crescimento do período foi após o ano de 2010, contudo a economia brasileira vem exibindo baixo crescimento do PIB, com um contexto externo desfavorável, fundamentando-se no crescimento do mercado interno, na redistribuição de renda, na alta taxa de juros e na valorização cambial.

Ao analisar os dados da economia brasileira a partir de 2011, observa-se que houve uma desaceleração do crescimento do produto brasileiro, sendo a política macroeconômica monetária e fiscal encarregada de boa parte desse desempenho. (SERRANO; SUMMA, 2012). De acordo com Guerriero (2012), no período de 2011-2014 foi lançado o Plano Brasil Maior (PBM), uma política industrial que segue os planos da PDP e da PITCE, com o intuito de agregar o aprendizado acumulado, corrigir as falhas e aumentar o escopo de ação. Reymao e Oliveira (2016) apontam que esse Plano iniciou como uma medida temporária, desonerando inicialmente a folha dos setores de confecções, produção de calçados, móveis e software. Guerriero (2012) afirma que suas diretrizes estratégicas estavam voltadas à promoção da inovação e do desenvolvimento tecnológico, à criação e ao fortalecimento das competências críticas da economia nacional, ao aumento do adensamento produtivo e tecnológico das cadeias de valor, à expansão do mercado interno e externo das empresas brasileiras e o asseguramento de um crescimento social inclusivo e sustentavelmente ambiental.

No ano de 2015, o Plano Brasil Maior contribuía com mais de 56 setores da economia, passando a atuar na forma da Lei nº 13.043/2014, uma vez que outras medidas também foram implantadas, como: a redução do Imposto de Renda das empresas; a redução do Imposto

sobre Produtos Industrializados (IPI) para bens de investimento e consumo; a instituição do Programa de Integração Social (PIS) e de Financiamento da Seguridade Social (Cofins); e a inserção do Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as empresas Exportadoras (Reintegra), entre outras. Apesar disso, Reymao e Oliveira (2016) realçam que, mesmo com esses benefícios governamentais para a competitividade industrial, o crescimento econômico e o emprego industrial não apresentaram bons resultados.

Algumas variáveis externas contribuíram positivamente com a economia brasileira no Governo Dilma; dentre elas destaca-se a entrada de capitais estrangeiros, com ênfase para os Investimentos Diretos Externos (IDE) e a recuperação do valor das *commodities* (principalmente as agropecuárias) logo após a crise financeira mundial, vendidas pelo Brasil no mercado internacional. Analisa-se que o cenário internacional se apresentou mais oportuno à economia brasileira após a crise de 2008, mas os “determinantes internos” neste governo não apresentaram bons resultados. Por conseguinte, nos anos consecutivos de 2014 a 2017 a economia continuou enfrentando a crise, esta decorrente, na maior parte, de políticas públicas (uma série de choques de oferta e demanda) que resultaram na diminuição da capacidade de crescimento da economia seguida de elevado custo fiscal, além da grave crise política em que o país mergulhou. (CURADO; NASCIMENTO, 2015; BARBOSA FILHO, 2017).

Essa redução do cenário econômico pode ser observada quando se analisa a média anual da produção física industrial por seções industriais entre os anos de 2003 a 2017, conforme o Quadro 2.

Quadro 2 - Média anual da produção física da indústria brasileira por seções industriais para o período de 2003 a 2017 (índice de base fixa com ajuste sazonal; base: média de 2012=100)

Ano	Indústria Geral	Indústria Extrativa	Indústria de Transformação
2003	79,78	70,05	80,42
2004	86,18	73,08	86,95
2005	88,85	80,49	89,45
2006	91,38	86,53	91,65
2007	96,62	91,63	96,88
2008	99,38	95,13	99,57
2009	92,48	86,55	92,74
2010	101,97	98,30	102,24
2011	102,39	100,43	102,64
2012	99,93	99,95	99,78
2013	102,07	96,28	102,72
2014	99,08	102,77	98,64
2015	90,86	106,96	88,97
2016	84,88	96,76	83,35
2017	87,29	100,85	85,49

Fonte: Adaptado de IBGE (2018).

Observa-se no Quadro 2 que a média do índice da produção física da indústria brasileira no ano de 2003 foi maior para a indústria de transformação representando 80,42, contra 70,05 da indústria extrativa e 79,78 da indústria geral. No ano de 2009, primeiro ano pós crise financeira mundial, os valores dos índices apresentaram uma baixa, sendo respectivamente em 92,74 para a indústria de transformação, em 92,48 para a indústria geral e em 86,55 para a indústria extrativa, permanecendo a indústria de transformação com o maior resultado. No ano seguinte já se observam os reflexos das políticas adotadas para conter o período da crise, influenciando diretamente nas expectativas dos empresários e, conseqüentemente, nos indicadores da indústria. Já no ano de 2017 a maior média do índice se deu para a indústria extrativa, com 100,85, em relação a 87,29 da indústria geral e em 85,49 da indústria de transformação. Ao longo do período de 2003 a 2017 houve aumentos e reduções da média produtiva das seções industriais analisadas; todavia, a taxa de crescimento nesse período da indústria geral foi de 9,41%, da indústria extrativa de 43,97% e de 6,30% da indústria de transformação; logo, a indústria extrativa foi a que mais exibiu crescimento no período compreendido.

Conforme a Federação das Indústrias do Estado de São Paulo (FIESP, 2016), a taxa de investimento brasileira ainda é pequena ao se comparar com os países concorrentes e vem diminuindo cada vez mais. Os investimentos defensivos têm sido a estratégia da indústria nos últimos anos, concedendo menor relevância à modernização e à expansão do parque industrial. Conseqüentemente, o diferencial de produtividade brasileira aumenta com relação a seus competidores, compromete a capacidade de expansão da indústria, fortalece o processo de desindustrialização<sup>14</sup> e dificulta o crescimento de longo prazo da economia.

Portanto, a perda da competitividade industrial está atrelada às questões estruturais. E, para enfrentar esses entraves é necessário o auxílio de políticas de cunho tributário, logístico e educacional e de um contexto macroeconômico estável, dado que esse último não deve ocorrer somente no âmbito da estabilidade de preços, mas também através do comprometimento fiscal, da taxa de câmbio competitiva e dos juros reais mais similares com os níveis internacionais. Sendo assim, a baixa produtividade, o câmbio apreciado, a carga tributária e a taxa de juros elevadas, além da desleal concorrência com a importação de

---

<sup>14</sup> Segundo Bresser-Pereira, Nassif e Feijó (2016), o Brasil conseguiu alcançar sua industrialização, porém não completou seu processo *catching up*, motivado principalmente pelo início da desindustrialização prematura na metade dos anos 1980, que se intensificou após os anos 2000. Os autores reiteram que, para incentivar a reindustrialização e a retomada do *catching up* do Brasil, além da implantação de políticas industriais e tecnológicas sólidas, é preciso que elas estejam ligadas ao regime macroeconômico.



produtos, são dificuldades estruturais que prejudicam a competitividade e a expansão da indústria brasileira. (RITA et al., 2013; COLANTUANO, 2015).

Em suma, o cenário da indústria brasileira passou por diversas modificações após o período de 1990. O Plano Real foi uma importante implantação na década de 1990, e a alteração do modelo de protecionista e intervencionista para desenvolvimentista também foi um elemento essencial. Todavia, as políticas implantadas (PITCE, PDP e Plano Brasil Maior) após os anos 2000 a fim de desenvolver a indústria não obtiveram bons resultados, na maioria das vezes por causa do cenário econômico internacional e das crises políticas internas, visto que o consumo interno foi o responsável pela expansão do PIB nesse período. Pode-se inferir que a perda da competitividade industrial está associada a fatores estruturais e a um ambiente político desfavorável, posto que um cenário macroeconômico estável econômica e politicamente é essencial para aumentar a competitividade e o crescimento da indústria.

## **2.5 Estudo da literatura empírica**

Neste tópico analisam-se os trabalhos empíricos que discutem temas relacionados com a indústria (confiança e expectativas dos empresários, investimento, produção e emprego), com as variáveis macroeconômicas e com as políticas econômicas, em relação ao Brasil e aos demais países, no intuito de verificar e comparar a evolução dos estudos a partir dos anos 2000.

O estudo de Ribeiro e Teixeira (2001) apurou os principais determinantes do investimento privado no Brasil no período de 1956 a 1996. As variáveis utilizadas são anuais: investimento privado (FBCF do setor privado), produção doméstica (PIB), taxa de juros real, crédito, investimento público (FBCF do setor público), dívida externa, taxa de câmbio e taxa de inflação (*proxy* incerteza). Os modelos econométricos utilizados foram o modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL) e os Vetores Autorregressivos (VAR), além dos testes de exogeneidade e de superexogeneidade. O estudo aponta para o caso brasileiro, além da influência positiva da produção e da influência negativa da incerteza, a importância dos créditos de longo prazo, o efeito do investimento público sobre o privado e a consequência negativa das desvalorizações cambiais sobre o investimento. Os resultados dos testes de exogeneidade e de superexogeneidade fraca evidenciam que o crédito e o investimento público são instrumentos relevantes de política econômica, assim evitando a crítica de Lucas.

Luporini e Alves (2010) verificaram empiricamente em seu estudo os determinantes do investimento privado no Brasil, a fim de verificar quais são as variáveis macroeconômicas

importantes para explicar as alterações da FBCF do setor privado do país, e também analisar se fatores específicos às economias em desenvolvimento influenciam o investimento privado. O período compreendido foi de 1970 a 2005, com a base de dados anual. As variáveis utilizadas foram: FBCF; PIB; utilização da capacidade instalada; taxa de juros real; operações de crédito do sistema financeiro; FBCF da administração pública; serviço da dívida pública/PIB; taxa de câmbio real; e o indicador de instabilidade econômica (taxa de inflação, taxa de juros real, taxa de câmbio). A metodologia utilizada foram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o modelo Autorregressivo com Defasagens Distribuídas (ARDL). Os resultados apontam que a elevação da renda e da atividade econômica influenciam positivamente o investimento privado do país, visto que a redução do volume do crédito e a instabilidade política e econômica o prejudicam. Sendo assim, a inserção de políticas públicas que possam oferecer estabilidade econômica e credibilidade dos agentes, além de elevação da oferta de crédito, podem ocasionar no Brasil um aumento do investimento privado.

O trabalho de Konstantinou e Tagkalakis (2011) observou os efeitos da política fiscal expansionista sobre a confiança de consumidores e de empresas. A análise consiste no estudo de nove países da Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE): Austrália, Canadá, Finlândia, Irlanda, Japão, Holanda, Suécia, Reino Unido e Estados Unidos da América. Com dados trimestrais, os autores analisaram o período entre o 1º trimestre de 1970 e o 4º trimestre de 2007. As variáveis utilizadas foram: confiança do consumidor; confiança empresarial; taxa de desemprego; PIB real *per capita*; taxa de inflação; preços dos ativos agregados; taxa real de juros de longo prazo; consumo do governo; consumo não salarial do governo; consumo salarial do governo; formação de capital fixo do governo; total de impostos diretos; impostos diretos sobre os negócios; impostos diretos sobre as pessoas (diferença entre o total de impostos diretos e os impostos diretos sobre as empresas); e impostos indiretos. Como modelo, utilizaram o Método Generalizado dos Momentos (GMM) e um conjunto de testes de distância estatística. Os resultados indicam que a redução nos impostos (pessoal/comercial) influencia positivamente os consumidores e os empresários através do aumento de seus gastos. A conta salário e investimento do governo tem efeito negativo sobre a confiança dos consumidores e empresários, pois o estímulo positivo direto à demanda privada pode gerar efeitos indiretos negativos no longo prazo sobre esta demanda, por meio da redução da confiança desses agentes, sendo mais constante em períodos de dívidas elevadas, o que deve ser financiado através do aumento dos impostos.

O estudo de Montes (2013) analisou a influência da credibilidade em relação à política monetária, a influência da taxa de juros, do crédito, da taxa de câmbio e dos preços dos ativos

sobre as expectativas dos empresários e sobre os investimentos, além da importância dos investimentos para a geração de emprego para o Brasil. O período analisado foi entre o 4º trimestre de 2001 o 2º trimestre de 2011, com dados trimestrais. As variáveis utilizadas foram: taxa de juros Selic; taxa de juros real; taxa de câmbio; crédito em relação ao PIB; valor das empresas listadas na Bovespa; investimento; relação entre as pessoas empregadas e a população economicamente ativa; índice de confiança do empresário industrial; inflação visando à credibilidade (índice). Os métodos econométricos utilizados foram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o Método Generalizado dos Momentos (GMM) e o Vetores Autorregressivos (VAR). Os resultados evidenciam que o amadurecimento do regime de metas de inflação mensuradas por meio dos ganhos em termos de credibilidade se mostrou um importante aspecto para proporcionar um ambiente econômico mais estável, apresentando níveis menores de taxa de juros, apreciação da moeda, crescimento do crédito, melhor desempenho dos mercados de capitais e melhores expectativas para os negócios. Sendo assim, todos esses aspectos são relevantes para o crescimento dos investimentos, para a geração de empregos e para o desenvolvimento do país.

Montes e Bastos (2013) pesquisaram sobre a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas econômicas sobre as expectativas e a confiança dos empresários e, por conseguinte, sua consequência na produção industrial brasileira. Com a base de dados trimestral, o período observado foi entre o 1º trimestre de 2000 e o 2º trimestre de 2010. As variáveis estudadas foram: índice de confiança das empresas; PIB; índice de confiança do consumidor; taxa de juros Selic; índice da dívida pública; índice de credibilidade; e *spread*. Como metodologia, escolheram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o Método Generalizado dos Momentos (GMM) e os Vetores Autorregressivos (VAR). As evidências apontam que as variáveis macroeconômicas, a credibilidade de metas de inflação e a economia política possuem um papel importante na determinação das decisões de produção, a partir da confiança dos empresários. Um aumento da credibilidade econômica proporciona um ambiente econômico mais estável e colabora para a melhoria da confiança. Assim, as autoridades políticas devem estar atentas ao avanço da credibilidade e da gestão das políticas econômicas e ao desenvolvimento de um cenário econômico estável, pois esses fatores podem influenciar a atividade econômica a partir das expectativas e da confiança dos empresários.

Simonassi, Arraes e Oliveira (2013) averiguaram a previsão da produção industrial no Brasil, inovando uma função de produção que inclui um insumo adicional para captar as expectativas dos empresários em relação às perspectivas futuras de negócios. O período compreendido foi entre abril de 1995 e novembro de 2013, com dados mensais. As variáveis

analisadas foram: produção industrial da indústria de transformação; emprego; utilização da capacidade instalada; expectativas dos empresários sobre os negócios; e taxa Selic. O modelo utilizado foi o de Vetores Autorregressivos (VAR). Os resultados apontam que, quanto maior a incerteza, menor é a resposta marginal da variável qualitativa. Sendo assim, quanto maior for a incerteza acerca do cenário econômico, mais significativa será a atribuição das expectativas sobre a produção industrial.

Em seu trabalho, Montes e Machado (2014a) observaram os efeitos da credibilidade monetária e fiscal e de outras variáveis expectacionais acerca do ambiente macroeconômico em relação às expectativas dos empresários industriais, e a influência dessas expectativas sobre o investimento agregado e o emprego. O período observado foi de 2003 a 2013, com dados trimestrais em nível Brasil. As variáveis utilizadas foram: índice de expectativas do empresário industrial; FBCF; emprego; índice de confiança do empresário industrial; expectativa de inflação; expectativa para produção industrial; expectativa para taxa Selic; taxa de câmbio; expectativa para taxa de câmbio; índice de credibilidade do regime de metas de inflação, índice de credibilidade fiscal; hiato do produto; crédito em relação ao PIB; taxa de juros real; e salário real. Como metodologia, os autores utilizaram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o Método Generalizado dos Momentos (GMM) e o Sistema de Equações por GMM (GMM system). Os resultados apontam que o comprometimento das autoridades monetária e fiscal com seus objetivos possui um desempenho importante na formação das expectativas dos empresários industriais em relação ao futuro da economia que, por conseguinte, influenciará sobre as decisões relacionadas ao investimento e ao emprego.

Em outro estudo, a pesquisa de Montes e Machado (2014b) examinou a importância da credibilidade das metas para a inflação e da reputação das autoridades fiscal e monetária para a condução da política monetária, e ainda analisou a transmissão da política monetária a partir do canal dos preços dos ativos. Com os dados mensais, o período compreendido foi de novembro de 2002 a dezembro de 2011 em nível Brasil. As variáveis selecionadas foram: taxa de juros Selic; hiato do produto; risco Brasil; credibilidade do regime de metas para inflação; reputação do Banco Central; reputação fiscal; *proxy* do  $q$  de Tobin; taxa de câmbio; investimentos estrangeiros em ações de companhias brasileiras; crédito em relação ao PIB; índice de expectativas do empresário industrial; FBCF; e incerteza relacionada ao Ibovespa. Como método, os autores utilizaram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o Método Generalizado dos Momentos (GMM) e o Sistema de Equações por GMM (GMM system). O comprometimento das autoridades fiscal e monetária com seus objetivos no período estudado apresentou resultados significativos sobre a diminuição da taxa básica de juros do país. Os

resultados sugerem que a política monetária pode influenciar o valor de mercado do capital instalado, analisado pelo mercado de ações, e o custo de reposição do capital por meio da *proxy* do  $q$  de Tobin, atingindo a economia através do investimento agregado.

Montes e Tiberto (2015) investigaram em seu estudo se as políticas implantadas pela autoridade fiscal brasileira em relação às políticas de administração da dívida pública, após a inserção do regime de metas para a inflação, estão sendo relevantes para controlar e diminuir a dívida pública, para a construção da reputação da credibilidade da autoridade fiscal e para a redução do risco-país. A fim de realizar a análise, os autores construíram um indicador de reputação fiscal que verifica a influência das políticas (dívida pública, superávit primário, monetária) em relação à reputação da autoridade fiscal, e como ela é relevante para a análise do risco-país. O período estudado foi de novembro de 2002 a dezembro de 2011, com a base de dados mensal. As variáveis utilizadas foram: índice de reputação fiscal; dívida pública; superávit primário; taxa de juros Selic; indexador da dívida pública (dívida pública pré-fixada, dívida pública indexada ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo/IPCA, dívida pública indexada ao Índice Geral de Preços de Mercado/IGP-M, e dívida pública indexada pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna/IGP-DI); indexador da dívida pública (dívida pública indexada à taxa de juros Over/Selic, e a dívida pública indexada ao câmbio); risco-país; transações correntes; reserva internacional; índice de reputação do Banco Central. Como metodologia, escolheram os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os resultados apontam que a reputação das autoridades fiscal e monetária é importante para reduzir o risco-país do Brasil; logo, as alterações na maneira de administrar a dívida pública adotadas após o ano de 2002 pelo Tesouro Nacional ajudaram a elevar a reputação da autoridade fiscal brasileira, influenciando no desempenho da redução do risco-país e no aumento da estabilidade econômica do Brasil.

O trabalho de Potrich et al. (2015) examinou a influência que as variáveis macroeconômicas exercem sobre o índice de confiança dos empresários das indústrias de transformação brasileiras, sendo observadas 16 indústrias de transformação. O período estudado foi de janeiro de 2010 a outubro de 2014, com dados mensais. As variáveis utilizadas foram: índice de confiança do empresário industrial; desempenho da indústria; taxa de juros Selic; dólar comercial; inflação (IPCA); eleições (variável *dummy*). O modelo econométrico utilizado foi o Dados em Painel. Os resultados demonstram que, ao ser comparada com o mês anterior, a variação positiva do índice e do faturamento real (neste caso, referente ao mês anterior e em dois meses anteriores, sendo este último o mais influente) influencia positivamente no índice do mês atual; já a variação positiva do dólar comercial e da

inflação do mês anterior diminui o índice. A maior influência no índice de confiança do empresário das indústrias de transformação é a variação em relação ao mês anterior do próprio índice acompanhado do dólar. Sendo assim, os resultados encontrados estão de acordo com os fundamentos das decisões de investimentos, posto que a expectativa futura em relação às variáveis macroeconômicas é determinante sobre as estimativas do custo de capital e das previsões de receitas e custos, designando a viabilidade dos projetos.

Os autores Silva, Rodrigues e Ferreira (2015) pesquisaram sobre os determinantes do investimento agregado do Brasil no período de 1995 a 2013. Os dados são trimestrais, sendo eles: FBCF (investimento agregado); produto (PIB do Brasil); taxa de juros (Over/Selic); taxa de inflação (IGP-DI); crédito disponível (operações de crédito do sistema financeiro para a indústria; impostos (carga tributária como proporção do PIB); e o investimento defasado em um período ( $FBKF_{t-1}$ ). A metodologia utilizada foi o modelo Autorregressivo com Defasagem Distribuídas (ARDL). Com relação ao custo do capital, a taxa de juros apresentou forte influência sobre a tomada de decisões dos investidores empresariais. Os tributos exibiram um efeito negativo em relação aos investimentos, posicionando-se como a terceira variável mais influente sobre as variações da taxa de investimento. Já a incerteza e a instabilidade não se mostraram como um fator fundamental para explicar a volatilidade do investimento no período estudado; um dos motivos pode ser a estabilidade dos preços após o ano de 1995 no Brasil. Os resultados apontam que o investimento pode ser estimulado por algumas políticas econômicas, e sua volatilidade pode ser evitada por meio do compromisso com o crescimento econômico, da garantia da diminuição da taxa de juros e da redução da carga tributária com sua melhor aplicação.

Por fim, Montes e Almeida (2016) pesquisaram sobre os efeitos do comprometimento fiscal em relação à confiança dos empresários brasileiros e como estas decisões influenciam as decisões de produção. O período estudado foi de dezembro de 2006 a dezembro de 2014, com frequência dos dados mensal. Como variáveis, os autores utilizaram: índice de confiança da indústria; índice de reputação fiscal; desvio do superávit primário em relação à meta; taxa básica de juros; infraestrutura (*proxy* consumo de energia elétrica pela indústria); produção industrial esperada; hiato do produto; taxa de inflação (IGP-M); taxa de inflação (IPCA); expectativa de inflação (IPCA); expectativa de inflação (IGP-M), crédito em relação ao PIB; taxa de câmbio; taxa de juros real; produção industrial dessazonalizada; e *dummy Subprime*. Como modelo econométrico foram utilizados os Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e o Método Generalizado dos Momentos (GMM). Os resultados apontam que as decisões de produção são influenciadas pelo aquecimento da atividade econômica, taxa de juros real,

crédito, taxa de câmbio e confiança dos empresários. Sendo assim, as decisões da produção através da expectativa e da confiança dos empresários podem ser influenciadas pelo comprometimento das autoridades monetária e fiscal.

A partir da análise dos estudos empíricos, observa-se que cada estudo analisou de forma específica seu objetivo proposto, em períodos distintos e com metodologias diferentes. Entre as metodologias, destacam-se os modelos econométricos ARDL, Dados em Pannel, GMM, GMM System, MQO e VAR. De todos os trabalhos analisados, verificou-se que um trabalho utilizou a metodologia ARDL, um trabalho aplicou a metodologia GMM, um trabalho aplicou a metodologia VAR, um trabalho usou a metodologia Dados em Pannel, um trabalho executou a metodologia ARDL e VAR, um trabalho aplicou a metodologia MQO e ARDL, dois trabalhos usaram a metodologia MQO e GMM, dois trabalhos aplicaram a metodologia MQO, GMM e GMM System e dois trabalhos utilizaram a metodologia MQO, GMM e VAR.

### 3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O presente estudo tem a finalidade de analisar a influência do índice de expectativas dos empresários brasileiros da indústria de transformação sobre o investimento privado e o emprego das indústrias de transformação do Brasil.

O período compreendido foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2017 com dados mensais (totalizando 180 observações); a escolha desse período deu-se devido ao cenário industrial e econômico após os anos 2000, que foi influenciado pela implantação das políticas industriais (PITCE, PDP e Plano Brasil Maior), pela crise financeira internacional e pela crise interna política. A variável índice de expectativas do empresário da indústria de transformação tem sua série de janeiro de 2001 até março de 2018, a variável formação bruta de capital fixo possui sua série de janeiro de 1996 até fevereiro de 2018, e a variável emprego da indústria de transformação tem sua série iniciada em janeiro de 2003 e vai até fevereiro de 2018. Conforme apresentado na literatura desse estudo, essas variáveis são importantes na composição do modelo econométrico proposto, e em virtude disso optou-se por padronizar as duas estimações para o período analisado.

A utilização dos dados foi a partir de séries temporais e com a estimação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), juntamente com o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), uma vez que as séries são estacionárias em primeira diferença e cointegradas. Foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS) para verificar se as séries eram estacionárias. Também foi utilizado o teste de raiz unitária com quebra estrutural a partir do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a fim de verificar a estacionariedade das séries que apresentaram quebra estrutural.

O número de defasagens do modelo VAR foi observado a partir dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). O teste de Johansen analisou a cointegração das séries, em razão de algumas variáveis serem não estacionárias em nível. Para estimar a cointegração utilizou-se o teste de Johansen ao invés do teste de Engle-Granger<sup>15</sup>, em virtude de o primeiro teste ser mais robusto<sup>16</sup>. O modelo ajustado foi averiguado a partir do VECM, seguido do teste de estabilidade e dos resultados da função resposta ao impulso e

<sup>15</sup> ENGLE, Robert Fry; GRANGER, Clive William John. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987.

<sup>16</sup> Segundo Enders (2015), um dos defeitos do teste de Engle-Granger é o seu estimador possuir duas etapas. Primeiro é gerada uma série residual, estimando em seguida uma regressão com os erros da série anterior. Desse modo, qualquer erro introduzido pelo pesquisador na primeira etapa influencia os resultados da segunda etapa do teste. O autor ressalta que diversos métodos foram criados para impossibilitar esse problema, e entre eles está o teste de Johansen, que evita o uso de estimadores de duas etapas, possibilitando também o teste e a análise da presença de múltiplos vetores de cointegração.



da decomposição da variância. Por último, foi realizado o teste autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos do modelo.

A escolha desta metodologia deu-se por sua ampla utilização na previsão de modelos econômicos. O Software Eviews 9.5 versão do estudante foi o pacote econométrico utilizado para a estimação e a execução dos testes empíricos em séries temporais. Para a escolha das variáveis teve-se como base sua relevância em estudos empíricos evidenciados na revisão de literatura, o que oportunizou a construção do Quadro 3, a seguir.

Quadro 3 - Descrição das variáveis que compõem os modelos econométricos

Variável	Descrição	Fonte dos dados	Autores que utilizaram essas variáveis
Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação (IEE)  (Independente)	O índice de confiança da indústria – expectativas, possibilita analisar o nível de aquecimento da atividade da indústria de transformação. Este índice é composto por três quesitos: produção prevista; emprego previsto; e, situação dos negócios prevista. Este último quesito leva em consideração fatores de ordem microeconômica (margens de lucro e faturamento) e macroeconômicos (taxa de juros e câmbio). Os resultados possuem tendências apuradas para um horizonte de três a seis meses adiante do mês de realização da pesquisa. O índice varia de 0 a 100; valores acima de 100 apontam uma expectativa otimista, e valores abaixo de 100 indicam pessimismo.	Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) – FGVDados	Simonassi, Arraes e Oliveira (2013); Montes e Machado (2014a); Montes e Machado (2014b).
Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF)  (Dependente)	O índice tem como base (média 1995 = 100), sendo um indicador mensal da FBCF. A Formação Bruta de Capital Fixo indica a capacidade produtiva de uma indústria; essa série é constituída pelos investimentos em máquinas e equipamentos, e em construção civil. Considerando que os investimentos em máquinas e equipamentos são equivalentes ao Consumo Aparente (CA) de bens de capital, para a composição do indicador mensal da FBCF é utilizada a média ponderada do indicador do CA, juntamente com o indicador da construção civil. O cálculo do indicador da construção civil é composto pela <i>proxy</i> do índice que mensura a evolução da produção física de insumos da construção civil. É verificada a participação de cada um dos indicadores (CA de bens de capital e da construção civil) na FBCF total, e seus respectivos pesos. O componente “outros” da FBCF não é utilizado no cálculo, em razão da sua pequena participação no total, sendo feita uma normalização dos pesos dos demais componentes para somarem 100%. Dessa forma, o índice mensal da FBCF é mensurado por meio da soma ponderada do indicador de CA de bens de capital e da construção civil, ambos com a base móvel. A série final da FBCF é encadeada. No presente estudo esse indicador foi utilizado como uma <i>proxy</i> para o investimento privado da indústria de transformação.	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)	Ribeiro e Teixeira (2001); Luporini e Alves (2010); Montes e Machado (2014a); Montes e Machado (2014b); Silva, Rodrigues e Ferreira (2015).
Emprego da Indústria de Transformação (EMP)  (Dependente)	O indicador emprego da indústria de transformação mensura o total de pessoas empregadas em atividade na unidade local. Essa série é formada por um índice de base fixa, medido pela variação média dos valores apurados, através da utilização de um painel comparado. Logo, as empresas que participaram no mês $t$ também precisam ter respondido à pesquisa no mês $t-1$ . A obtenção do índice de base fixa da variável no mês de referência $t$ foi realizada através da média ponderada dos indicadores dos setores que compõem o resultado nacional.	Confederação Nacional da Indústria (CNI)	Simonassi, Arraes e Oliveira (2013); Montes e Machado (2014a).

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

O Quadro 3 expõe as três variáveis que foram utilizadas no modelo econométrico, a descrição de cada uma delas, a fonte dos dados e os autores que já utilizaram essas variáveis em seus estudos. As variáveis foram extraídas do banco de dados da FGVDados, IPEA e CNI.

### 3.1 Teoria econométrica

#### 3.1.1 Teste de raiz unitária

Ao estudar séries temporais, é importante verificar a estacionariedade da série ao longo de um período de tempo. Para Bueno (2012), estacionariedade é o principal conceito para a estimação de uma série temporal, pois a partir da realização de um processo estocástico a constatação de estacionariedade possibilitará a compreensão das estatísticas sobre os parâmetros estimados. Gujarati e Porter (2011) afirmam que um processo estocástico será estacionário quando apresentar a média e a variância constante ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre os dois períodos de tempo decorrer apenas da distância, do intervalo ou da defasagem.

Apresenta-se o processo estacionário, conforme Gujarati e Porter (2011):

$$\text{Média: } E(y_t) = \mu \quad (3)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (4)$$

$$\text{Covariância: } \gamma_K = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \quad (5)$$

Sendo  $\gamma_K$  a covariância ou autovariância na defasagem  $k$  entre os valores de  $y_t$  e  $y_{t+k}$ , com  $y$  separados por  $k$  períodos.

Se uma série temporal for estacionária em nível, será integrada de ordem  $I(0)$ ; caso seja estacionária em primeira diferença, será integrada de ordem  $I(1)$ ; e se precisar ser duas vezes diferenciada para se tornar estacionária a série será denominada integrada de ordem  $I(2)$ . Logo, se para ser estacionária uma série temporal precisa ser diferenciada  $d$  vezes, ela é designada como integrada de ordem  $d$ . (GUJARATI; PORTER, 2011).

Bueno (2012) afirma que a análise de uma série de forma visual em relação à tendência estocástica, ou tendência determinística, na maioria das vezes pode ocasionar equívocos. Devido a isso, criaram-se testes para analisar a existência de raízes unitárias.

Os estudos de Gujarati e Porter (2011) e Bueno (2012) apresentam testes que analisam a estacionariedade das séries. A seguir serão apresentados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS).

### 3.1.2 Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

Este tópico toma por base o trabalho de Bueno (2012). Segundo o autor, o problema do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller de 1979<sup>17</sup> é considerar o erro um ruído branco. Em razão disso, para corrigir o problema foi desenvolvido o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). De acordo com o autor, seja  $y_t$  um processo autorregressivo de ordem  $p$ , com raiz unitária:

$$y_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_{p-1} y_{t-p+1} + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Estima-se o modelo com variáveis autorregressivas a fim de corrigir o desvio do valor correto da estatística, encontrando os desvios de  $y_t$  em relação à “média”, assim deslocando se a hipótese nula for aceita, a distribuição de  $\alpha$  em direção a zero. Ao analisar de forma prática, para não rejeitar a hipótese de ruído branco é necessário inserir a quantidade de variáveis autorregressivas que forem necessárias.

Para entender o teste, o autor na equação anterior adiciona e subtrai  $\Phi_p y_{t-p+1}$ :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_{p-1} y_{t-p+1} + \Phi_p y_{t-p} + \Phi_p y_{t-p+1} - \Phi_p y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \\ &= \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+1} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Fazendo o mesmo procedimento com  $(\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2}$ , obtém-se:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} - (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} + \\ &\quad + (\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+1} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t = \mu + \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \\ &\quad + (\Phi_{p-2} + \Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+2} - (\Phi_{p-1} + \Phi_p) \Delta y_{t-p+2} - \Phi_p \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Ao repetir isso  $p$  vezes, ao final tem-se:

---

<sup>17</sup> DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979.

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Sendo:

$$\alpha = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i\right); \quad \lambda_i = -\sum_{j=1}^{p-1} \Phi_{j+1} \quad (10)$$

O teste pode ser realizado usando-se os mesmos valores críticos encontrados por Dickey-Fuller, desde que se corrija o modelo considerando a defasagem das demais variáveis. Não se altera a interpretação do modelo e nem os valores críticos. O autor complementa que o teste de Dickey-Fuller também pode ser realizado para dois ou três coeficientes, conforme as especificações:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Os testes conjuntos de Dickey-Fuller de 1981<sup>18</sup> calculam a estatística F, denominada  $\Phi_i, i = 1,2,3$ . Como essas estatísticas não apresentam distribuição convencional, é preciso reescrevê-las conforme as hipóteses nulas e as respectivas estatísticas:

$$H_0: \alpha = \mu = 0 \rightarrow \Phi_1$$

$$H_0: \alpha = \delta = \mu = 0 \rightarrow \Phi_2$$

$$H_0: \alpha = \delta = 0 \rightarrow \Phi_3$$

---

<sup>18</sup> DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica - Journal of The Econometric Society**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, jul. 1981.

Logo, essas estatísticas são formuladas do mesmo modo que os testes convencionais:

$$\Phi_i = \frac{(\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{restrita} - \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{n\tilde{a}o\ restrita})/r}{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}_{n\tilde{a}o\ restrita}/(T - k)} \quad (14)$$

Sendo:

$r$ : número de restrições, igual a 2 ou 3;

$T$ : número de observações;

$k$ : número de parâmetros estimados no modelo não restrito.

Obtém-se altos valores de  $\Phi_i$  ao ser comparado com os valores simulados; recomenda-se a rejeição da hipótese nula. Ao rejeitar a hipótese nula, conclui-se que a série não apresenta uma raiz unitária.

### 3.1.3 Teste de raiz unitária de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS)

Para analisar este tópico tem-se como fundamento o trabalho de Bueno (2012). De acordo com o autor, o teste de raiz unitária proposto por Dickey-Fuller de 1979 e 1981 tem como um de seus problemas o baixo poder, em relação à presença de um elemento de médias móveis próximo do círculo unitário, em que o teste de raiz unitária para diversas séries econômicas não rejeita a hipótese nula. Em razão disso, outros testes estão sendo desenvolvidos, e entre eles está o teste de KPSS (mnemônico de seus autores Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin), que foi elaborado em 1992. A ideia principal dos autores é utilizar este teste como um complemento aos testes de raiz unitária, com o intuito de reconhecer a raiz unitária nos dados que não são consideravelmente conclusivos.

O teste conta com a hipótese nula à estacionariedade da série,  $H_0: y_t \sim I(0)$  conta com a hipótese alternativa  $H_1: y_t \sim I(1)$ .

Para o teste KPSS, considere  $y_t = \mu + \delta t + x_t + u_t$ , com  $x_t = x_{t-1} + v_t$  e determine  $e_t \equiv x_t + u_t$ . Posteriormente continue:

Estime a série sobre as variáveis determinísticas:

$$y_t = \mu + \delta t + e_t \quad (15)$$

Calcule em todo  $t$  os resíduos da regressão:

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{\mu} - \hat{\delta}t \quad (16)$$

Defina a soma parcial dos resíduos, conforme:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \hat{e}_j \quad (17)$$

Utilize o teste de multiplicador de Lagrange, KPSS, como:

$$KPSS = \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{T^2 \hat{v}^2} \quad (18)$$

Sendo  $\hat{v}^2$  a variância de longo prazo estabelecida como no teste de Phillips-Perron:

$$\hat{v}^2 = \hat{\sigma}^2 + \frac{2}{T} \sum_{j=1}^M \omega \left( \frac{j}{M+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{e}_t \hat{e}_{t-j} \quad (19)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T} \quad (20)$$

em que  $y_t$  é denominado um processo estacionário,  $S_t$  será  $I(1)$  e o numerador do KPSS apresentará um estimador da variância de  $S_t$ , possuindo um limite assintótico. O termo no denominador determina que a distribuição não apresenta ruídos. Se  $y_t$  é  $I(1)$ , o numerador crescerá sem barreira, permitindo que a estatística se desenvolva grandemente. Para melhor visualização, verifique:

$$e_t = x_t + u_t \quad (21)$$

Como a variância de  $x_t$  é positiva,  $x_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j$ , sendo:

$$e_t = x_0 + \sum_{j=1}^t v_j + u_t \quad (22)$$

Ao substituir a equação anterior em  $S_t$ , obtém-se:

$$S_t = \sum_{j=1}^t \left( x_0 + \sum_{s=1}^j v_s + u_j \right) = tx_0 + \sum_{j=1}^t \sum_{s=1}^j v_s + \sum_{j=1}^t u_j \quad (23)$$

Percebe-se que  $S_t$  pelo menos é  $I(1)$ , devido ao termo  $\sum_{j=1}^t u_j$ . Sendo  $\sum_{t=1}^T S_t^2$ , tem-se uma variável  $I(2)$  que, ajustada por  $T^2$ , segue uma distribuição limitada se a variância de  $x_t$  for nula. Não sendo nula, o termo  $\sum_{j=1}^t \sum_{s=1}^j v_s$  terá uma estatística do teste de KPSS com valor elevado, sendo impossível não rejeitar a hipótese nula.

Desta forma, os testes KPSS são estabelecidos em  $\eta, \eta_\mu$  e  $\eta_\tau$ , podendo o modelo ser especificado sem constante ou tendência, com constante ou com constante e tendência.

### 3.1.4 Vetores Autorregressivos (VAR)

O Vetor Autorregressivo (VAR) é um modelo multivariado que possibilita a utilização de modelos econômicos completos e a estimação de seus parâmetros. Sims (1980) foi o precursor do modelo VAR, em seu estudo sobre *Macroeconomics and Reality*. Para Bueno (2012, p. 200), “o modelo VAR busca responder qual a trajetória da série, dando um *choque estrutural*. Por trajetória entenda-se que o pesquisador deseja saber quando um choque afeta uma série, se ele muda de patamar ou não, para que patamar vai, entre outras informações”.

Ainda segundo Bueno (2012), um modelo autorregressivo de ordem  $p$  em razão de um vetor que possui  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , associadas entre si a partir de uma matriz  $A$ , é expressado por:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (24)$$

Sendo:

$A$ : matriz  $n \times n$ , define as restrições contemporâneas entre as variáveis que fazem parte do vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;

$B_0$ : vetor de constantes  $n \times 1$ ;

$B_i$ : matrizes  $n \times n$ ;

$B$ : matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão;

$\varepsilon_t$ : vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, sendo:  $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0; I_n)$ .

Para Bueno (2012), a equação (24) representa as relações entre as variáveis endógenas, decorrentes de um modelo econômico teoricamente estruturado denominado forma estrutural. Os choques  $\varepsilon_t$  são classificados como choques estruturais, uma vez que influenciam especificamente cada uma das variáveis endógenas. Em razão da endogeneidade das variáveis, na maioria das vezes o modelo é estimado em sua forma reduzida, de acordo com a equação (25):

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B_{\varepsilon t} = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t \quad (25)$$

Sendo  $\Phi_i \equiv A^{-1}B_i, i = 0, 1, \dots, p$   $B_{\varepsilon t} \equiv Ae_t$

Bueno (2012) simplifica o modelo (25) através de um exemplo bivariado de ordem 1:

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (26)$$

O modelo VAR tem o intuito de responder à trajetória das variáveis endógenas a partir de um choque estrutural, não o impossibilitando de também ser utilizado para previsão. O resultado de um modelo VAR é decorrente da estimação de uma infinidade de coeficientes. Exemplificando, um VAR ( $p$ ) que possui  $n$  variáveis endógenas teria  $n + n^2p$  coeficientes a estimar, em que as matrizes  $\Phi_i$  apresentam dimensão  $n \times n$ , sendo as  $n$  variáveis primeiras referentes à constante, ainda sem mencionar os coeficientes possíveis das variáveis exógenas e da matriz de covariância.



Bueno (2012) complementa que é preciso utilizar a quantidade de defasagens necessárias em todas as variáveis endógenas para obter os “resíduos brancos”; logo, bom-senso e parcimônia precisam ser usados nesse processo.

O critério de informação utilizado no caso univariado também pode definir a ordem de defasagem do modelo VAR. A versão multivariada dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) é uma versão univariada generalizada, sendo:

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (27)$$

$$SC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (28)$$

$$HQ(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (29)$$

Em que:

$mn^2$ : número total de parâmetros estimados em todas as equações;

AIC: superestima assintoticamente a ordem do VAR com probabilidade positiva;

SC e HQ: estimam a ordem constantemente através de hipóteses gerais, se o processado gerador de dados apresentar uma ordem finita no VAR e se  $p_{max} > p$ , sendo  $p$  a verdadeira ordem do modelo.

Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), as seguintes relações permanecem mesmo com pequenas amostras de tamanho fixo, por exemplo,  $T \geq 16$ :

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad (30)$$

Caso haja diferença na defasagem escolhida pelos três critérios, a utilização do SC apresentará resultados mais parcimoniosos, com menor quantidade de parâmetros do que o HQ e o AIC. (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Ao estimar o modelo VAR, algumas condições precisam ser testadas: para que o modelo seja classificado como estacionário, é preciso analisar se os autovalores do polinômio característico da matriz  $A_i$  estão dentro do círculo unitário; é necessário verificar as estimativas de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos; e averiguar a partir do teste de cointegração e vetor de correção de erros a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. (SANTOS, 2009). Gujarati e Porter (2011) complementam que no modelo VAR todas as variáveis são endógenas, o método habitual estimado é pelos Mínimos

Quadrados Ordinários (MQO), podendo ser aplicado separadamente a cada equação, e a previsão obtida através desse método na maioria das vezes é melhor do que aquelas baseadas em modelos mais complexos de equações simultâneas.

### 3.1.5 Teste de cointegração de Johansen

O teste de Johansen sugere definir o posto da matriz  $\Phi$ , estimando os vetores de cointegração inclusos na matriz  $\beta$ , uma vez que este teste permite simultaneamente a estimação do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) aos vetores de cointegração, porém, mesmo com a definição do posto, pode ser difícil identificar  $\alpha$  e  $\beta$ . Em razão disso, Johansen propôs uma normalização dos vetores de cointegração restringindo as possibilidades que podem ser atribuídas a essas matrizes. (BUENO, 2012).

Bueno (2012) designa o teste com a inserção de variáveis determinísticas no modelo, visto que os valores críticos são dependentes da configuração dessas variáveis:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (31)$$

Em que:

$d_t = [1, t]'$ : vetor com variáveis determinísticas, podem ser inclusas *dummies* sazonais ou outras variáveis determinísticas;

$\delta$ : matriz de coeficientes com dimensão compatível a  $d_t$  (2 x n).

Desenvolvendo a equação anterior na forma do VECM, tem-se:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (32)$$

O primeiro teste a ser realizado é o teste do traço, em que:

$$H_0: r = r^* \times H_1: r > r^*$$

Sendo:

$H_0$ : existem  $r^*$  vetores de cointegração;

$H_1$ :  $r > r^*$  vetores.

Em seguida, é dada a estatística do teste:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (33)$$

O segundo teste é o teste de máximo autovalor, em que:

$$H_0: r = r^* \times H_1: r = r^* + 1$$

Logo:

$H_0$ : existem  $r^*$  vetores de cointegração;

$H_1$ : existem  $r^* + 1$  vetores de cointegração.

Desse modo, a estatística do teste é formada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (34)$$

Para Enders (2015), a primeira estatística consiste na hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é menor ou igual a  $r$ , contra a hipótese alternativa geral, e na segunda estatística verifica-se a hipótese nula de que o número de vetores cointegrantes é  $r$ , contra a hipótese alternativa de que existem  $r + 1$  vetores cointegrantes.

De acordo com Bueno (2012), o modelo de cointegração a ser utilizado e a ordem de defasagens dos componentes autorregressivos necessitam ser cuidadosamente determinados, e a escolha da ordem de defasagem deve ser o menor critério de informação juntamente com os resíduos não autocorrelacionados. Existem cinco possibilidades do modelo de cointegração, sendo eles: ausência de intercepto e tendência no vetor de cointegração e no nível de  $X_t$ ; intercepto somente no vetor de cointegração; intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no nível de  $X_t$ ; intercepto no vetor de cointegração e tendência linear no vetor cointegração e no nível; e, intercepto e tendência linear no vetor de cointegração e tendência quadrática no nível.

### 3.1.6 Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM)

Este tópico está embasado no estudo de Bueno (2012). Para o autor, o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) é uma ampliação mais robusta do modelo VAR. Com variáveis diferenciadas em virtude de sua não estacionariedade, o modelo VAR omite importantes variáveis, e esse problema é corrigido pelo VECM. A escolha da ordem  $p$  de defasagem do modelo se dá através da não autocorrelação dos resíduos do modelo ou por meio do critério de Schwarz.

A seguir é demonstrado o exemplo para um VAR (3) em que o resultado é apresentado para um VAR ( $p$ ). Veja-se:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (35)$$

Some e subtraia  $\Phi_3 X_{t-2}$ :

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t = \\ &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (36)$$

A partir do resultado anterior, some e subtraia  $(\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1}$ :

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ &= (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (37)$$

Por último, para obter o VAR na forma do VECM subtraia  $X_{t-1}$ :

$$\begin{aligned} X_t - X_{t-1} &= -X_{t-1} + (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ \Delta X_t &= -[I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3)] X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t = \\ &= \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (38)$$

Sendo  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^3 \Phi_j$ ,  $i = 1, 2$ .

A derivação do caso geral é semelhante e direta, conforme foi realizado anteriormente:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-1} + e_t \quad (39)$$

Sendo  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$ ,  $i = 1, 2, \dots, p-1$ .

Se existe raiz unitária  $\Phi(I) = 0$ , sendo  $\Phi = \alpha\beta'$ , pode-se inferir que  $\beta$  é uma matriz que possui  $r$  vetores cointegrantes e  $\alpha$  é a matriz de ajustamento, possuindo o ajustamento de  $r$  vetores. O autor acrescenta que a denominação do modelo de correção de erros deve-se a explicar  $\Delta X_t$  a partir de dois componentes, os fatores de curto prazo  $\sum_{j=1}^{p-1} \Lambda_j \Delta X_{t-1}$  e a relação de longo prazo através das variáveis endógenas  $\Phi X_{t-1}$ , a partir da existência de cointegração.

### 3.1.7 Função resposta ao impulso

A interpretação da estimação dos coeficientes individuais do modelo VAR é difícil na maioria das vezes; devido a isso, os adeptos da técnica estimam a função resposta ao impulso, ou *Impulse Response Function* (IRF), visto que essa função define no sistema VAR a resposta da variável dependente sobre os choques nos termos de erro. (GUJARATI; PORTER, 2011). Em seu estudo, Bueno (2012) discute que Sims em 1980 propôs um sistema recursivo para verificar o modelo, estabelecendo que alguns coeficientes sejam iguais a zero. Normalmente, para determinar quais deles são iguais a zero, utilizam-se argumentos econômicos, visto que a sugestão de Sims é firmar que o efeito feedback seja limitado.

Bueno (2012) apresenta um modelo bivariado, impondo que  $a_{12} = 0$ :

$$\begin{aligned} y_t &= b_{10} + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (40)$$

A restrição faz com que os parâmetros estruturais restantes se transformem em identificáveis:

$$\begin{aligned} A^{-1} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \rightarrow \\ \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \end{aligned}$$

$$+ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (41)$$

Sendo  $a_{12} = 0$ , segue os erros reduzidos:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt} - a_{21} \sigma_y \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (42)$$

em que:

$$var(e_1) = \sigma_y^2 \quad (43)$$

$$cov(e_1, e_2) = -a_{21} \sigma_y^2 \quad (44)$$

$$var(e_2) = \sigma_z^2 + a_{21}^2 \sigma_y^2 \quad (45)$$

As três equações anteriores (43), (44) e (45), juntamente com as demais estimativas, se combinam para identificar o modelo. Os parâmetros estruturais do modelo são identificados ao combinar essas três equações juntamente com as próximas equações:

$$\Phi_{10} = b_{10} \quad (46)$$

$$\Phi_{11} = b_{11} \quad (47)$$

$$\Phi_{21} = -a_{21} b_{11} + b_{21} \quad (48)$$

$$\Phi_{20} = b_{20} - b_{10} a_{21} \quad (49)$$

$$\Phi_{12} = b_{12} \quad (50)$$

$$\Phi_{22} = -a_{21} b_{12} + b_{22} \quad (51)$$

Para Bueno (2012), a metodologia que Sims sugeriu pode ser disseminada para um vetor com  $n$  variáveis endógenas, sendo uma forma triangular de realizar a decomposição dos resíduos (*decomposição de Cholesky*). Com  $n$  variáveis endógenas, a dimensão de  $n \times n$  da

matriz de covariância tem como imposição  $\frac{n^2-n}{2}$  restrições. Tendo os autovalores da polinomial  $(I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i)$  fora do círculo unitário, o VAR ( $p$ ) pode ser escrito como um vetor de médias móveis infinito VMA( $\infty$ ).

A seguir, Bueno (2012) apresenta um exemplo de VAR (1) bivariado:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_1^i e_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (52)$$

Desse modo:

$$\bar{X} \equiv (I - \Phi_1)^{-1} \Phi_0 : \text{é a média de longo prazo.}$$

Determinando a matriz:

$$\Psi_i = \frac{\Phi_1^i}{1 - a_{12}a_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -a_{12} \\ -a_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (53)$$

em que:

$$X_t = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i B \varepsilon_{t-1} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \psi_{i,11} & \psi_{i,12} \\ \psi_{i,21} & \psi_{i,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_y \varepsilon_{yt-i} \\ \sigma_z \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (54)$$

Bueno (2012) descreve em seu estudo que ocorre a multiplicação entre os elementos da matriz  $\Psi_i$ , ocasionando o impacto de um choque em relação às variáveis endógenas. O total do choque de  $\varepsilon_{yt}$  sobre  $y_{t+h}$  é concedido pela somatória dos coeficientes  $\psi_{i,11}, i = 0, 1, 2, \dots, h$ . E, em razão do  $z_{t+h}$ , somam-se os coeficientes  $\psi_{i,21}$ . A função resposta ao impulso é estabelecida em um desenho gráfico em que os coeficientes são expressos contra  $i$ . Por sua vez, a soma dos coeficientes desenhada em um gráfico contra  $i$  constitui a função resposta ao impulso acumulada.

### 3.1.8 Decomposição da variância

Conforme Bueno (2012), a decomposição da variância é outro meio utilizado para analisar os resultados do modelo VAR, em que a porcentagem da variância do erro de previsão precede de cada variável endógena ao decorrer da longa perspectiva de previsão. O autor exemplifica o modelo com duas variáveis endógenas ( $y, z$ ), conforme a equação 26:

$$X_{t+h} = \bar{X} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (55)$$

Estime o erro de previsão:

$$X_{t+h} - E_t(X_{t+h}) = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i \varepsilon_{t+h-i} \quad (56)$$

Detalhando  $y_{t+h}$ :

$$\begin{aligned} y_{t+h} - E_t(y_{t+h}) &= \psi_{0,11}\varepsilon_{yt+h} + \psi_{1,11}\varepsilon_{yt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,11}\varepsilon_{yt+1} + \\ &+ \psi_{0,12}\varepsilon_{zt+h} + \psi_{1,12}\varepsilon_{zt+h-1} + \dots + \psi_{h-1,12}\varepsilon_{zt+1} \end{aligned} \quad (57)$$

em que:

$$\begin{aligned} \sigma_y^2(h) &= \sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2) + \\ &+ \sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2) \end{aligned} \quad (58)$$

Por fim, decompõe-se a variância do erro de previsão em seus vários elementos. Por ser um modelo bivariado, a decomposição ocorre em duas partes para cada período, sendo ambos os lados divididos por  $\sigma_y^2(h)$ :

$$1 = \frac{\sigma_y^2(\psi_{0,11}^2 + \psi_{1,11}^2 + \dots + \psi_{h-1,11}^2)}{\sigma_y^2(h)} + \frac{\sigma_z^2(\psi_{0,12}^2 + \psi_{1,12}^2 + \dots + \psi_{h-1,12}^2)}{\sigma_y^2(h)} \quad (59)$$



A decomposição da variância demonstra que erros de previsão de uma determinada variável podem ser decompostos através dos efeitos das outras variáveis, em uma sequência de movimentos proporcionais em detrimento dos “próprios” choques sobre os choques das demais variáveis. (MUNHOZ, 2013). Para Teixeira, Dias e Dias (2010), a verificação da decomposição da variância possibilita, no decorrer de um determinado período, quantificar o peso de cada variável explicativa em razão da definição da variância do erro de previsão da variável explicada.

### 3.2 Modelo econométrico proposto

As estimações deste estudo foram realizadas com as variáveis Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação (*IEE*), *proxy* Formação Bruta de Capital Fixo (*FBCF*) e Emprego da Indústria de Transformação (*EMP*).

Todas as variáveis foram logaritmizadas. Segundo Gujarati e Porter (2011), a mensuração em modelos log-log ocorre por meio da elasticidade, sendo este um fator que se tornou bastante disseminado nos estudos aplicados, uma vez que o coeficiente angular  $\beta_2$  mede a elasticidade de  $Y$  sobre  $X$ . Sendo assim, a variação percentual de  $Y$  responde a uma dada variação percentual (pequena) em  $X$ .

Além de serem logaritmizadas, as variáveis também foram dessazonalizadas pela ferramenta Census X12. De acordo com Bueno (2012), o alisamento e a dessazonalização têm como objetivo apresentar uma percepção mais precisa da tendência que a variável segue, buscando expurgar elementos que causam perturbações não sistemáticas na variável.

Com a base de dados mensal, a metodologia escolhida foi o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM), em razão de este modelo econométrico utilizar os dados em séries temporais, sendo todas as variáveis endógenas e os erros distribuídos de forma aleatória.

A metodologia do modelo VAR vai de encontro ao conceito das expectativas racionais, uma vez que elas também têm como hipótese a análise a partir de um conjunto de variáveis endógenas, sendo os erros distribuídos aleatoriamente, com fundamento na hipótese de ergodicidade.

Em relação aos trabalhos apresentados anteriormente no estudo da literatura empírica, o diferencial deste trabalho consiste na análise do período de 2003 a 2017, quando a indústria brasileira passou por diversas mudanças, a análise do índice de expectativas do empresário da indústria de transformação, pois a maior parte dos trabalhos verificados estudam as

expectativas do empresário da indústria geral, a utilização da base de dados mensal, visto que a maioria dos trabalhos empíricos analisados usam dados trimestrais, e a aplicação do modelo VAR, uma modelagem amplamente empregada em séries temporais.

Portanto, este estudo associou os pressupostos do referencial com a metodologia, com a intenção de demonstrar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação do país sobre o investimento privado e o emprego desse setor. As equações estimadas foram embasadas no estudo de Montes e Machado (2014a).

A seguir, serão apresentadas as estimações para o investimento privado da indústria de transformação e para o emprego da indústria de transformação.

### 3.2.1 Estimação para o investimento privado da indústria de transformação

Com o objetivo de evidenciar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação sobre o investimento industrial privado desse setor, foram utilizadas as variáveis *FBCF* e *IEE*. A equação (60) apresenta a estimação para o investimento industrial privado, em logaritmo:

$$\ln FBCF = \alpha_1 + \alpha_2 \ln IEE + \varepsilon \quad (60)$$

Sendo:

*ln*: logaritmo natural; e,

$\varepsilon$ : o termo de erro.

A relação esperada é dada pela derivada parcial a seguir, sendo a hipótese testada:

$$\frac{\partial \ln FBCF}{\partial \ln IEE} > 0;$$

Acerca da equação (60), ao analisar a variável independente sobre a variável dependente supõe-se que um aumento do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação *lnIEE* aumente sua confiança em relação à economia do país e de seus negócios, resultando em maiores investimentos nas indústrias.

Espera-se que a variável *lnIEE* influencie positivamente a variável *lnFBCF*. Todavia, não foi incluída na regressão a variável estoque industrial devido à indisponibilidade de seus

dados, que começaram a ser divulgados a partir de 2010 pela CNI. O investimento público também não foi incluído na regressão, pois, conforme Palhuca (2016), ao separar o investimento em público e privado e relacionar com o aumento do PIB observa-se que o investimento privado apresenta um peso maior no crescimento do produto do que o investimento público. Em razão disso, optou-se por analisar o investimento industrial privado ao invés do investimento agregado e/ou investimento público.

### 3.2.2 Estimação para o emprego da indústria de transformação

Com o intuito de verificar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação sobre o emprego desse setor, as variáveis *EMP* e *IEE* foram utilizadas de acordo com a equação (61), em logaritmo:

$$\ln EMP = \theta_1 + \theta_2 \ln IEE + \epsilon \quad (61)$$

Sendo:

*ln*: logaritmo natural; e,

$\epsilon$ : o termo de erro.

A relação esperada é dada pela derivada parcial a seguir, sendo a hipótese testada:

$$\frac{\partial \ln EMP}{\partial \ln IEE} > 0;$$

A respeito da equação (61), ao observar a variável independente sobre a variável dependente infere-se que um aumento do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação *lnIEE* aumente sua confiança sobre a economia do país e de seus negócios, influenciando no aumento da produção industrial, assim ocasionando um aumento na demanda por mão de obra das indústrias de transformação.

Espera-se que a variável *lnIEE* influencie positivamente a variável *lnEMP*.

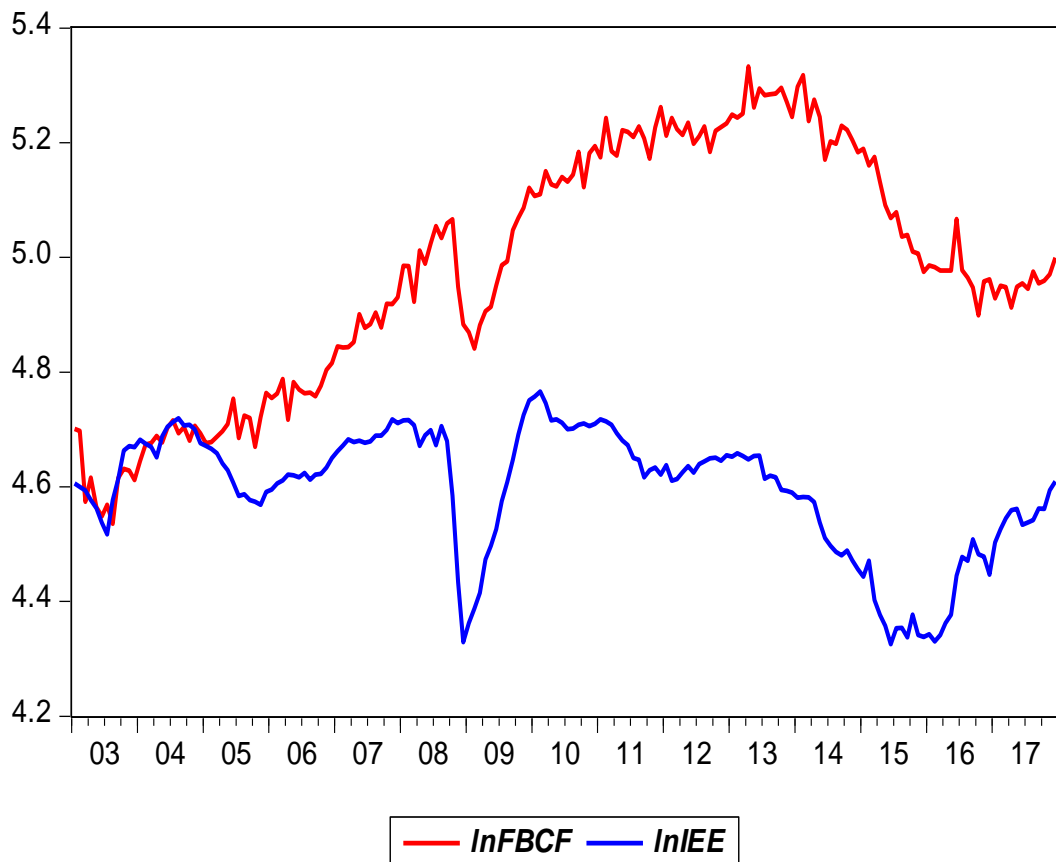
## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo está dividido em dois tópicos: no primeiro tópico apresenta-se o resultado da estimação da equação sobre o investimento privado da indústria de transformação, e na sequência analisam-se os resultados da estimação da equação sobre o emprego da indústria de transformação.

### 4.1 Resultados da estimação do investimento privado da indústria de transformação

Com o intuito de verificar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação brasileiras sobre o investimento industrial privado que realizam, o Gráfico 1 demonstra o desempenho das variáveis estudadas no período de 2003-2017.

Gráfico 1 - Variáveis Formação Bruta de Capital Fixo  $\ln FBCF$  e Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação  $\ln IEE$



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todas as variáveis foram logaritimizadas e dessazonalizadas.

Ao analisar o Gráfico 1 verifica-se que as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* indicam um comportamento não estacionário em razão de não apresentarem a média e a variância constantes ao longo do tempo, indicando a presença de raiz unitária nas séries com uma possível tendência estocástica.

É provável que no ano de 2008 tenha havido uma mudança estrutural, pois as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* apresentaram queda acentuada nesse período. Curado (2011) discute em seu estudo que, em virtude da crise financeira, o cenário internacional apresentou forte modificação depois de setembro de 2008.

A partir dessa análise, realizaram-se os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS) para verificar a estacionariedade das variáveis.

#### 4.1.1 Resultado do teste de raiz unitária

As Tabelas 2 e 3 exibem os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS). A hipótese nula do teste de ADF é a não estacionariedade da série, com a presença de raiz unitária.

A Tabela 2 mostra os testes de ADF realizados com constante e tendência, com 1%, 5% e 10% de significância. Verifica-se que as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* em nível  $I(0)$  não rejeitaram a hipótese nula, apresentando raiz unitária. Ao analisar essas variáveis em primeira diferença  $I(1)$ , a hipótese nula é rejeitada e as variáveis são estacionárias com 1%, 5% e 10% de significância.

Tabela 2 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
			1%	5%	10%
<i>lnFBCF</i>	3	-1,155817	-4,011044	-3,435560	-3,141820
<i>lnIEE</i>	1	-2,883716	-4,010440	-3,435269	-3,141649
<i>D1.lnFBCF</i>	2	-6,585994	<b>-4,011044</b>	<b>-3,435560</b>	<b>-3,141820</b>
<i>D1.lnIEE</i>	0	-8,431525	<b>-4,010440</b>	<b>-3,435269</b>	<b>-3,141649</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e tendência. O critério de Schwarz foi utilizado para a definição das defasagens. Prob. para *lnFBCF*: 0,9154; *lnIEE*: 0,1704; *D1.lnFBCF*: 0,0000; e, *D1.lnIEE*: 0,0000.

Tabela 3 - Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS): em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística $t$	Valores críticos		
			1%	5%	10%
$\ln FBCF$	10	0,366319	0,216000	0,146000	0,119000
$\ln IEE$	10	0,154330	<b>0,216000</b>	0,146000	0,119000
$D1.\ln FBCF$	10	0,110830	<b>0,216000</b>	<b>0,146000</b>	<b>0,119000</b>
$D1.\ln IEE$	4	0,053022	<b>0,216000</b>	<b>0,146000</b>	<b>0,119000</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e tendência. O critério de Bartlett Kernel foi utilizado para a definição das defasagens.

A Tabela 3 exibe o teste de KPSS; a hipótese nula do teste consiste na estacionariedade da série, sendo esta diferente da hipótese nula do teste ADF. O teste KPSS também foi realizado com constante e tendência, com 1%, 5% e 10% de significância, e a variável  $\ln FBCF$  rejeitou a hipótese nula em nível  $I(0)$ , apresentando a não estacionariedade da série. Já a variável  $\ln IEE$  aceitou a hipótese nula em nível  $I(0)$  com 1% de significância. Ao verificar as variáveis em primeira diferença  $I(1)$ , analisa-se que as variáveis  $\ln FBCF$  e  $\ln IEE$  não rejeitaram a hipótese nula, com 1%, 5%, e 10% de significância. Sendo assim, a rejeição da hipótese nula com 1%, 5%, e 10% foi menor em  $I(1)$  do que em nível  $I(0)$ .

Como observado no Gráfico 1, as variáveis  $\ln FBCF$  e  $\ln IEE$  indicam a presença de quebra estrutural, ocorrida em fevereiro de 2009 para a variável  $\ln FBCF$  e em dezembro de 2008 para a variável  $\ln IEE$ . Segundo Bueno (2012), os testes de raiz unitária convencionais são viesados na presença de quebra estrutural, podendo levar a um resultado errôneo na não rejeição da hipótese de raiz unitária. De acordo com seu manual, o Eviews (2016) disponibiliza diversos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) que permitem analisar a estacionariedade de uma série com a presença de quebra estrutural, possibilitando a análise em nível e em tendência.

O cálculo no Eviews pode ser realizado com uma única quebra, que pode ocorrer: lenta ou imediatamente; com um intervalo com deslocamento em nível, com uma quebra tendenciosa, ou com os dois casos juntos; possui a data da quebra conhecida ou desconhecida, sendo esta última estimada a partir dos dados, e podem ser os dados não tendenciosos ou tendenciosos. Ademais, o Eviews informa a data da quebra para o início de um novo regime da série. (EIEWS, 2016).

Na estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural foi especificada a data da quebra conhecida, com o intuito de comprovar os resultados da quebra estrutural apresentados no Gráfico 1. A data do novo regime após a quebra estrutural para a variável  $\ln FBCF$  deu-se em março de 2009, e para a variável  $\ln IEE$  em janeiro de 2009.

A Tabela 4, a seguir, contém os resultados da estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural.

Tabela 4 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural: em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i> - Dickey- Fuller Aumentado (ADF)	Valores críticos			Quebra
			1%	5%	10%	
<i>lnFBCF</i>	3	-2,417599	-4,336667	-3,726667	-3,443333	03/2009
<i>lnIEE</i>	2	-3,116064	-4,338889	-3,722222	-3,441111	01/2009
<i>D1.lnFBCF</i>	2	-6,491896	<b>-4,337318</b>	<b>-3,725363</b>	<b>-3,442682</b>	<b>03/2009</b>
<i>D1.lnIEE</i>	1	-4,541462	<b>-4,339553</b>	<b>-3,720894</b>	<b>-3,440447</b>	<b>01/2009</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com intercepto e tendência, e com a data da quebra conhecida. O critério de Schwarz foi utilizado para a definição das defasagens. Prob. para *lnFBCF*:  $\geq 0,10$ ; *lnIEE*:  $\geq 0,10$ ; *D1.lnFBCF*:  $< 0,01$ ; e, *D1.lnIEE*:  $< 0,01$ .

A Tabela 4 contém o teste de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE*. Verifica-se que a estatística *t* do teste de ADF não rejeitou a hipótese nula em nível  $I(0)$  de presença de raiz unitária com 1%, 5% e 10% de significância, para ambas as variáveis. Ao analisar o teste em primeira diferença  $I(1)$ , observa-se que a hipótese nula é rejeitada com um nível de significância de 1%, 5% e 10%, indicando a estacionariedade de ambas as séries e comprovando a presença da quebra estrutural no período observado.

A partir da análise dos testes de estacionariedade de ADF, KPSS e do teste de raiz unitária com quebra estrutural, todas as variáveis foram consideradas estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de ordem  $I(1)$ .

#### 4.1.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen

A seguir foi realizado o teste de cointegração de Johansen, com a finalidade de verificar a existência de cointegração entre as variáveis. A escolha da defasagem do teste foi realizada pelos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Conforme os critérios mencionados, foi escolhida a utilização de três defasagens no modelo, como pode ser visto na Tabela 5, a seguir.

Tabela 5 - Teste de seleção de defasagem para o modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,000504	-1,917316	-1,880717	-1,902467
1	1116,103	7,15e-07	-8,474967	-8,365170	-8,430419
2	81,23623	4,61e-07	-8,914899	-8,731906	-8,840654
<b>3</b>	29,91039	4,03e-07	-9,049663	<b>-8,793471*</b>	<b>-8,945719*</b>
4	2,355055	4,16e-07	-9,017599	-8,688210	-8,883958
5	9,526958	4,11e-07	-9,030261	-8,627675	-8,866922
6	11,74355*	4,00e-07*	-9,057609*	-8,581825	-8,864571
7	1,604073	4,15e-07	-9,021314	-8,472332	-8,798578
8	7,738800	4,13e-07	-9,024730	-8,402551	-8,772296

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: \*Ordem de defasagem escolhida pelos critérios, sendo: Estimador de Máxima Verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Após a escolha da defasagem, realizou-se o teste de autocorrelação LM (Multiplicador de Lagrange) para verificar se os resíduos da defasagem escolhida possuíam autocorrelação. Conforme se pode observar no Anexo E, o modelo com três defasagens não apresentou autocorrelação nos resíduos para o modelo VAR. Dessa forma, foi estimado o teste de cointegração de Johansen.

O primeiro teste de Johansen realizado foi o teste do traço, seguido do teste do máximo autovalor. A hipótese nula do teste do traço é de que existem  $r^*$  vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há  $r > r^*$  vetores. Já a hipótese nula do teste do máximo autovalor é de que existem  $r^*$  vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que existem  $r^*+1$  vetores de cointegração. O teste foi realizado com três defasagens e o modelo escolhido foi o com intercepto no vetor de cointegração e tendência linear, devido às variáveis do modelo apresentarem graficamente uma tendência estocástica.

A Tabela 6 contém os resultados.

Tabela 6 - Teste de cointegração de Johansen

	Autovalor	Estatística	Valor crítico 5%	Prob.
<b>Teste do traço</b>				
Nenhum*	0,132267	28,69524	15,49471	0,0003
1 Vetor	0,020947	<b>3,725915</b>	<b>3,841466</b>	0,0536
<b>Teste do máximo autovalor</b>				
Nenhum*	0,132267	24,96932	14,26460	0,0007
1 Vetor	0,020947	<b>3,725915</b>	<b>3,841466</b>	0,0536

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Rejeita-se ao nível de significância de 5%.



Os resultados da Tabela 6 demonstram a existência de pelo menos um vetor cointegrante para ambos os testes. Ao examinar que as variáveis do modelo são estacionárias de ordem  $I(1)$  e cointegradas, o modelo mais indicado para esse estudo é o VECM, pois, segundo Bueno (2012), ao serem diferenciadas as variáveis omitem informações importantes, e o VECM corrige esse problema, além de explicar os fatores de curto e de longo prazo entre as variáveis endógenas cointegradas.

#### 4.1.3 Estimação do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM)

Após verificar a existência de um vetor cointegrante no teste de Johansen, foi estimado o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). Como os resíduos do VECM apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade com a utilização de três defasagens, de acordo com o critério escolhido anteriormente (vide Tabela 5), e com 4, 5 e 6 defasagens apresentou heterocedasticidade, a utilização de sete defasagens foi a que mais se adequou ao modelo por não apresentar autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos.

Relativamente ao aumento do número de defasagens, Gonzalo (1994) discute em seu estudo que o custo da sobreparametrização no VECM ocasiona menor perda de eficiência ao ser comparado com uma subparametrização. Além disso, o aumento do número de defasagens está dentro do horizonte do índice de expectativas, pois, conforme informações junto ao Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas (FGV) (2010), as tendências apuradas na sondagem estabelecem informações para um período de três a seis meses após a realização da pesquisa.

Os resultados da estimação do VECM são exibidos na Tabela 7.

Tabela 7 - Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o VECM
<i>lnFBCF</i>	-0,005465 (0,00126) [-4,32205]	1,000000
<i>lnIEE</i>	0,001292 (0,00108) [ 1,19727]	-23,86022 (4,82793) [-4,94212]
C		104,6500

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: O erro padrão são os valores entre parênteses, e a estatística  $t$  são os valores entre colchetes.

O modelo foi estimado com sete defasagens, um vetor cointegrante e sem restrições. Como as variáveis estão em logaritmo, os resultados da estimação dos parâmetros serão interpretados como elasticidades. Os valores entre colchetes na Tabela 7 representam a estatística  $t$ ; a partir do teste  $t$  verifica-se que a hipótese nula da variável explicativa  $\ln IEE$  do modelo de longo prazo normalizado para o VECM foi rejeitada porque o resultado do teste se situa na região crítica, sendo estatisticamente significativa a 5%. O resultado do ajustamento que as variações precisam realizar no curto prazo para alcançarem o equilíbrio de longo prazo é dada pelo coeficiente  $\alpha$  -0,005465; logo, essas variações são em média corrigidas em torno de 0,54% ao mês. O resultado da estimação do modelo de longo prazo normalizado é dado pela Equação (62), em logaritmo, visto que a análise é feita com o sinal invertido<sup>19</sup>:

$$\ln FBCF = -104,65 + 23,86 \ln IEE \quad (62)$$

A variável explicativa apresentou o resultado esperado. O sinal positivo da variável  $\ln IEE$  indica que um aumento das expectativas dos empresários das indústrias de transformação influencia positivamente na Formação Bruta de Capital Fixo de suas indústrias. Sendo assim, um acréscimo de 1% do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação eleva seus investimentos industriais em 23,86%. Observa-se que a relação entre as variáveis  $\ln IEE$  e  $\ln FBCF$  é elevada, porém, reitera-se que a variável  $FBCF$  da indústria geral foi utilizada como uma *proxy* para o investimento privado da indústria de transformação, o que pode explicar essa intensa relação entre as variáveis. Sendo assim, as expectativas dos empresários industriais influenciam os investimentos industriais, como debatido nos estudos de Hofmann (2012), Oreiro (2012) e Montes e Machado (2014a). As decisões dos empresários provêm das informações disponibilizadas no ambiente econômico, juntamente com suas expectativas e com seu nível de confiança, podendo influenciar positiva ou negativamente em seus investimentos e, conseqüentemente, em sua produção. Antonik (2004) ressalta a possibilidade de os efeitos do risco e da instabilidade do ambiente econômico estarem vinculados ao cenário político e econômico, podendo ser também de ordem natural ou conjuntural.

Para Montes e Almeida (2016), as expectativas desempenham um papel importante nas decisões de produção, visto que os empresários precisam tomar suas decisões em um cenário incerto. Segundo Luporini e Alves (2010), Sonaglio, Braga e Campos (2010) e Silva,

---

<sup>19</sup> De acordo com Margarido (2004), a análise das estimativas dos coeficientes na equação de cointegração normalizada deve ser efetuada com o sinal invertido, pois todas as variáveis se mantêm no mesmo lado.

Rodrigues e Ferreira (2015), a FBCF é um elemento importante para o crescimento da economia de um país, uma vez que o investimento em capital fixo contribui para a determinação do produto, do emprego e da renda da economia, elevando a capacidade produtiva e a atividade econômica. Desse modo, o resultado das variáveis  $\ln IEE$  e  $\ln FBCF$  vai de encontro com a literatura estudada, mostrando a influência do ambiente econômico através das expectativas dos empresários industriais sobre as decisões de investimento nas indústrias.

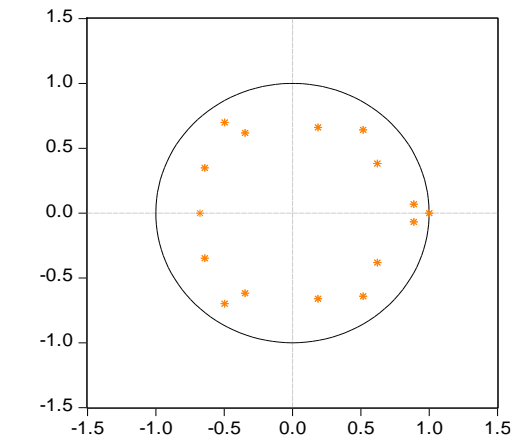
Os investimentos industriais destinados a ampliar os bens de capital podem ocorrer de diversos modos, a partir de recursos financeiros pelo crédito, subsídios, isenções fiscais, melhorias na infraestrutura e na logística, barreiras às importações e pelas políticas de desenvolvimento tecnológico e inovativo, como observado nos trabalhos de Torres Filho (2009), Luporini e Alves (2010), e Coronel, Azevedo e Campos (2014). Montes e Almeida (2016) afirmam que as decisões relacionadas com a produção são motivadas por diversos fatores, entre eles a confiança dos empresários.

A fim de dar mais robustez aos dados, realizaram-se os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos, cujos resultados são verificados nos Anexos G, H e I. O resultado do teste de heterocedasticidade não rejeitou a hipótese nula com a probabilidade de 9,90%; logo, o modelo é homocedástico. O teste de LM para autocorrelação indicou 76,86% de probabilidade, não rejeitando a hipótese nula de que o modelo é não correlacionado.

A normalidade dos resíduos do modelo foi avaliada pelo teste de Jarque-Bera; com a probabilidade de 0,00%, a hipótese nula de que os resíduos são normais foi rejeitada. Em seu trabalho, Oreiro et al. (2006) desconsideraram os resultados do teste de normalidade dos resíduos em razão da impossibilidade de ampliar o tamanho da amostra no Brasil, sendo esta uma técnica aplicada em alguns estudos brasileiros. Uma vez que este trabalho também possui indisponibilidade de ampliação da amostra, optou-se por desconsiderar os resultados deste teste, tendo cautela na interpretação dos resultados.

Por fim, o Gráfico 2 expõe os resultados do teste de estabilidade do modelo.

Gráfico 2 - Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM

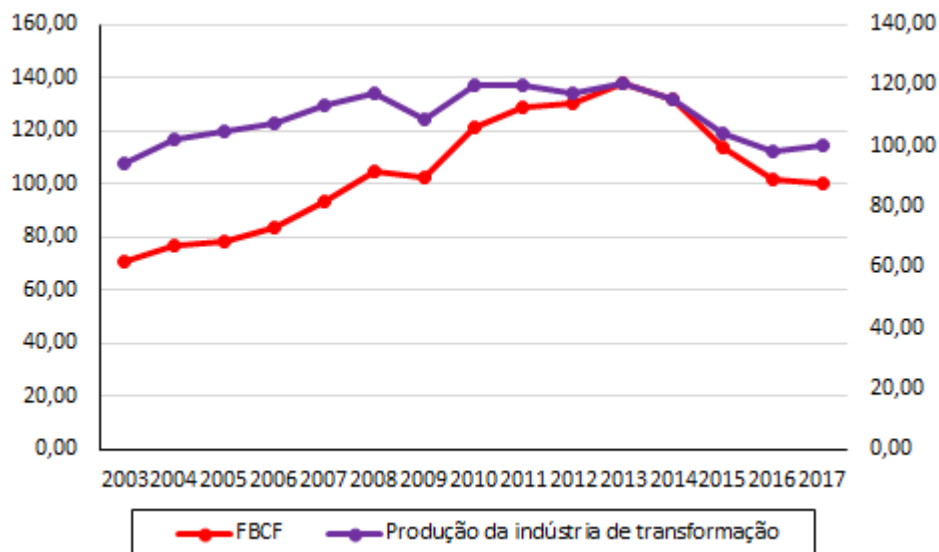


Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

O Gráfico 2 exibe as raízes inversas do polinômio característico AR (Autorregressivo) do VECM. Averigua-se que o modelo é considerado estável por apresentar raízes menores ou iguais a um, exibindo resultados não espúrios. Para Bueno (2012), em um VECM o posto de uma matriz consiste no número de linhas e colunas independentes dessa matriz, em que seu posto consistirá em ser menor ou igual ao menor número entre essas colunas e linhas.

Diversos estudos evidenciam a relação entre o investimento industrial e a produção industrial de um país; em virtude disso, a fim de observar essa relação existente na indústria brasileira, elaborou-se o Gráfico 3.

Gráfico 3 - Média anual da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) e da produção da indústria de transformação do Brasil, no período de 2003 a 2017, em (índice 2017=100) sem ajuste sazonal



Fonte: Elaboração própria com os dados do IBGE (2018) e IPEA (2018).

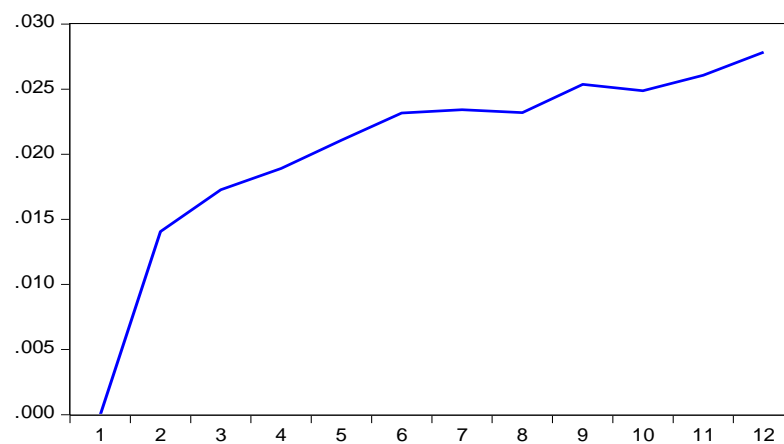
O Gráfico 3 compara os dados da FBCF e da produção da indústria de transformação entre os anos de 2003 a 2017. Optou-se por padronizar o índice das variáveis Formação Bruta de Capital Fixo (índice 1995=100) e da produção da indústria de transformação (índice 2012=100), para (índice 2017=100). A partir da análise gráfica, observa-se que quando os investimentos industriais aumentam (reduzem), também aumenta (reduz) a produção industrial do país. Estudos como os dos autores Luporini e Alves (2010), Mussolini e Teles (2010), Sonaglio, Braga e Campos (2010) e Brito e Garrote (2015) destacam a influência do investimento em capital sobre a produção, o emprego e a renda de um país que, consequentemente, contribuirão com os demais setores da economia e com as flutuações agregadas.

Nos próximos tópicos serão interpretados os resultados do VECM a partir da função resposta ao impulso e da decomposição da variância.

#### 4.1.4 Resultado da função resposta ao impulso

A função resposta ao impulso gerada pelo VECM por meio da decomposição de *Cholesky* teve como intuito analisar a trajetória da variável  $\ln FBCF$  em relação ao choque gerado na variável  $\ln IEE$ . O gráfico 4 mostra o horizonte observado no período de 12 meses.

Gráfico 4 - Função de resposta da variável  $\ln FBCF$  ao impulso da variável  $\ln IEE$ , não acumulado



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

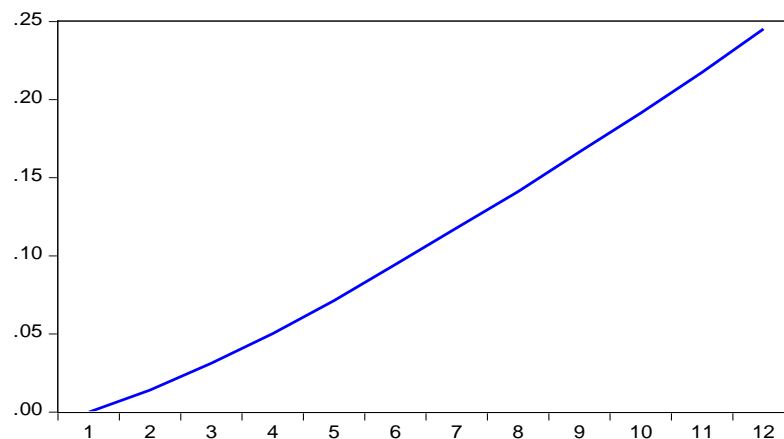
A partir do Gráfico 4 percebe-se a influência da  $\ln IEE$  sobre a  $\ln FBCF$ , que exibe um crescente aumento no período. A relação existente entre as variáveis é diretamente proporcional, visto que um choque positivo da variável  $\ln IEE$  sobre a variável  $\ln FBCF$

ocasiona um aumento dos investimentos privados das indústrias de transformação até sua dissipação, alcançando seu máximo no período de 12 meses.

Desse modo, o desempenho da variável  $\ln FBCF$  diante de um choque positivo na variável  $\ln IEE$  evidenciou compatibilidade com a literatura exibida nesse estudo, demonstrando o vínculo existente entre o aumento dos investimentos industriais com a expectativa empresarial. Um choque que aumenta as expectativas dos empresários das indústrias de transformação provoca, respectivamente, um aumento das expectativas dos mesmos com relação a seus negócios refletindo no crescimento dos investimentos industriais; ambos contribuem com a ampliação da produção e o aquecimento da atividade econômica, como pode ser visto nos estudos de Luporini e Alves (2010), Montes (2013) e Montes e Bastos (2013).

Para complementar a análise da função resposta ao impulso, o Gráfico 5 mostra o impulso acumulado da variável  $\ln IEE$  sobre a variável  $\ln FBCF$ .

Gráfico 5 - Função de resposta da variável  $\ln FBCF$  ao impulso da variável  $\ln IEE$ , acumulado



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

O Gráfico 5 demonstra o impulso acumulado, realçando o resultado do choque sobre a variável dependente, exposto no Gráfico 4, apontando que o índice de expectativas dos empresários da indústria de transformação possui influência sobre os investimentos industriais privados desse setor no longo prazo.

#### 4.1.5 Resultado da decomposição da variância

A análise da decomposição da variância é outro meio que pode ser utilizado para examinar os determinantes da variável  $\ln FBCF$ , através da decomposição de *Cholesky*.

A Tabela 8, a seguir, exhibe os resultados.

Tabela 8 - Decomposição da variância da variável *lnFBCF*

<b>Período</b>	<b>Desvio Padrão</b>	<b><i>lnFBCF</i></b>	<b><i>lnIEE</i></b>
<b>1</b>	0,026801	100,0000	0,000000
<b>2</b>	0,034459	83,35569	16,64431
<b>3</b>	0,042717	72,80156	27,19844
<b>4</b>	0,051597	67,93361	32,06639
<b>5</b>	0,057438	60,64315	39,35685
<b>6</b>	0,064437	55,79837	44,20163
<b>7</b>	0,071808	53,76832	46,23168
<b>8</b>	0,076706	50,34321	49,65679
<b>9</b>	0,082621	47,76667	52,23333
<b>10</b>	0,088157	46,15415	53,84585
<b>11</b>	0,093061	43,83622	56,16378
<b>12</b>	0,098807	<b>42,24020</b>	<b>57,75980</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 8 consistem na análise do período de 12 meses e corroboram os resultados obtidos nos Gráficos 4 e 5 da função resposta ao impulso. No primeiro período observa-se que a variável *lnFBCF* é 100% influenciada por ela mesma, porém no decorrer dos meses seguintes a variável *lnIEE* passa a desempenhar maiores efeitos sobre a variável dependente *lnFBCF*.

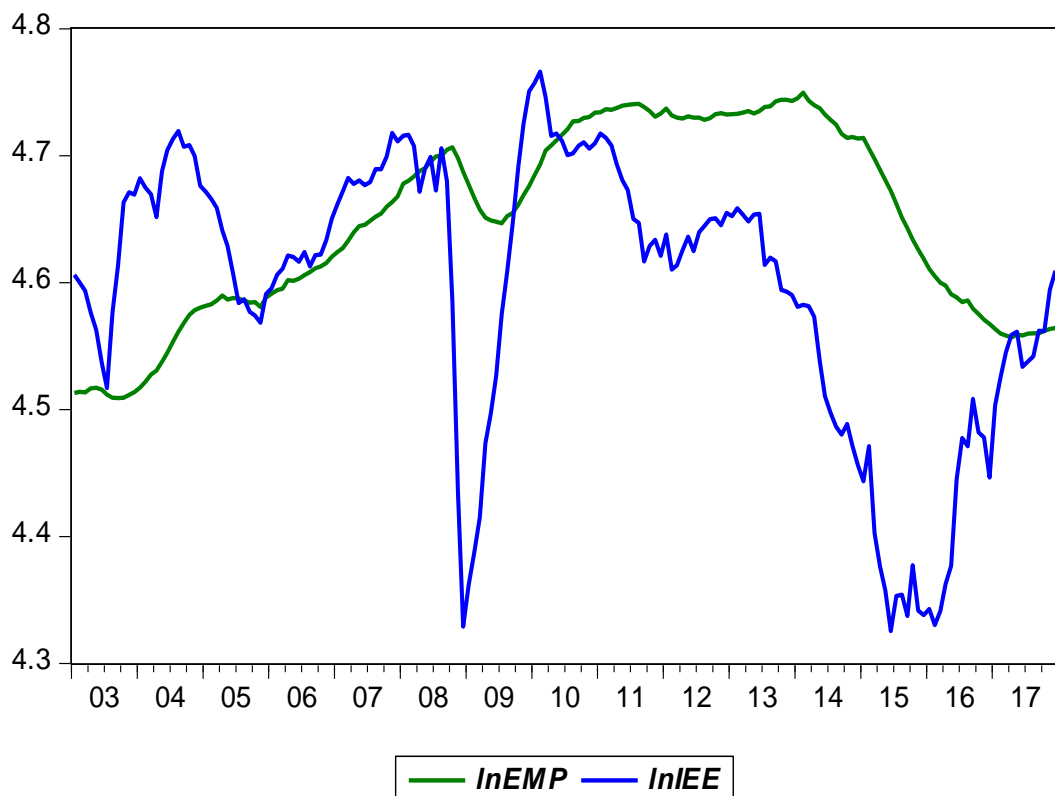
Destaca-se que, a partir do segundo mês, a variável *lnIEE* começa a aumentar suas variações na determinação da variância da *lnFBCF*. No sexto mês, presume-se que as variações de 44,20% da variância de *lnIEE* explica a variável *lnFBCF*. No final dos 12 meses, averigua-se que a variável *lnIEE* explica respectivamente em 57,76% a variável *lnFBCF*, dado que 42,24% de sua variância são explicados por seu próprio valor defasado.

Os resultados encontrados na análise dos choques da função resposta ao impulso e na decomposição da variância mostram semelhança; assim, evidenciam a influência significativa da variável *lnIEE* sobre a variável *lnFBCF*. Estudos como os dos autores Simonassi, Arraes e Oliveira (2013), Montes e Machado (2014a) e Montes e Almeida (2016) destacam a forte influência das expectativas dos empresários industriais sobre o investimento industrial.

## 4.2 Resultados da estimação do emprego da indústria de transformação

Com o propósito de verificar a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação brasileiras sobre o emprego desse setor, o Gráfico 6 exibe o comportamento das variáveis estudadas no período de 2003-2017.

Gráfico 6 - Variáveis Emprego da Indústria de Transformação  $\ln EMP$  e Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação  $\ln IEE$



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todas as variáveis foram logaritmizadas e dessazonalizadas.

Ao observar o Gráfico 6, analisa-se que as variáveis  $\ln EMP$  e  $\ln IEE$  apontam um comportamento não estacionário por não exibirem ao longo do tempo a média e a variância constantes, evidenciando a presença de raiz unitária nas séries com uma provável tendência estocástica. Como se observou anteriormente na estimação do investimento industrial privado, as variáveis  $\ln EMP$  e  $\ln IEE$  também indicaram queda acentuada no ano de 2008, evidenciando uma quebra estrutural que pode ser decorrente da crise financeira mundial, como discutido por Curado (2011).



Após essa análise, tendo como objetivo averiguar a estacionariedade das variáveis, realizaram-se os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS).

#### 4.2.1 Resultado do teste de raiz unitária

Os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS) são apresentados nas Tabelas 9 e 10. O teste de ADF conta com a hipótese nula de não estacionariedade da série, com a presença de raiz unitária. Os testes de ADF foram realizados com constante e tendência, com 1%, 5% e 10% de significância. As variáveis *lnEMP* e *lnIEE* não rejeitam a hipótese nula em nível  $I(0)$ , apresentando raiz unitária.

Ao examinar a variável *lnEMP* em primeira diferença  $I(1)$ , ao nível de significância de 5% e 10%, a hipótese nula foi rejeitada e a variável foi estacionária. A variável *lnIEE* rejeitou a hipótese nula em primeira diferença  $I(1)$  a 1%, 5% e 10% de significância, assim não apresentando raiz unitária.

Tabela 9 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
			1%	5%	10%
<i>lnEMP</i>	2	-1,256027	-4,010740	-3,435413	-3,141734
<i>lnIEE</i>	1	-2,883716	-4,010440	-3,435269	-3,141649
<i>D1.lnEMP</i>	1	-3,828160	-4,010740	<b>-3,435413</b>	<b>-3,141734</b>
<i>D1.lnIEE</i>	0	-8,431525	<b>-4,010440</b>	<b>-3,435269</b>	<b>-3,141649</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e tendência. O critério de Schwarz foi utilizado para a definição das defasagens. Prob. para *lnEMP*: 0,8950; *lnIEE*: 0,1704; *D1.lnEMP*: 0,0173; e, *D1.lnIEE*: 0,0000.

Tabela 10 - Teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS): em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i>	Valores críticos		
			1%	5%	10%
<i>lnEMP</i>	10	0,379916	0,216000	0,146000	0,119000
<i>lnIEE</i>	10	0,154330	<b>0,216000</b>	0,146000	0,119000
<i>D1.lnEMP</i>	9	0,077152	<b>0,216000</b>	<b>0,146000</b>	<b>0,119000</b>
<i>D1.lnIEE</i>	4	0,053022	<b>0,216000</b>	<b>0,146000</b>	<b>0,119000</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e tendência. O critério de Bartlett Kernel foi utilizado para a definição das defasagens.

O teste de KPSS exposto na Tabela 10 tem como hipótese nula a estacionariedade da série; também foi realizado com constante e tendência. Com 1%, 5% e 10% de significância, a variável *lnEMP* não apresentou estacionariedade em nível *I(0)*, rejeitando a hipótese nula. Com 1% de significância, a variável *lnIEE* não rejeitou a hipótese nula em nível *I(0)*.

Ao analisar o teste em primeira diferença *I(1)*, verifica-se as variáveis *lnEMP* e *lnIEE* não rejeitaram a hipótese nula de estacionariedade com 1%, 5%, e 10% de significância. Sendo assim, a não rejeição da hipótese nula foi menor em primeira diferença *I(1)* do que em nível *I(0)*.

As variáveis *lnEMP* e *lnIEE* apresentaram uma quebra estrutural, respectivamente em julho de 2009 e em dezembro de 2008, como pode ser visto no Gráfico 6; em virtude disso, foi estimado o teste de raiz unitária com quebra estrutural, pois, conforme apresentado anteriormente na equação do investimento privado da indústria de transformação por Bueno (2012) e pelo manual do Eviews (2016), os testes comuns de raiz unitária podem levar a um viés ao não rejeitarem a hipótese nula na presença de quebra estrutural.

Foi especificada na estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural a data da quebra conhecida a fim de comprovar os resultados da quebra estrutural apresentados no Gráfico 6. Para a variável *lnEMP* deu-se a data do novo regime após a quebra estrutural em agosto de 2009, e em janeiro de 2009 para a variável *lnIEE*.

A Tabela 11 exhibe os resultados da estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural.

Tabela 11 - Teste de raiz unitária com quebra estrutural: em nível e em primeira diferença

Variável	Defasagens	Estatística <i>t</i> - Dickey- Fuller Aumentado (ADF)	Valores críticos			Quebra
			1%	5%	10%	
<i>lnEMP</i>	2	-1,810436	-4,331111	-3,737778	-3,448889	08/2009
<i>lnIEE</i>	2	-3,116064	-4,338889	-3,722222	-3,441111	01/2009
<i>D1.lnEMP</i>	1	-3,913922	-4,331732	<b>-3,736536</b>	<b>-3,448268</b>	<b>08/2009</b>
<i>D1.lnIEE</i>	1	-4,541462	<b>-4,339553</b>	<b>-3,720894</b>	<b>-3,440447</b>	<b>01/2009</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todos os testes foram realizados com intercepto e tendência, e com a data da quebra conhecida. O critério de Schwarz foi utilizado para a definição das defasagens. Prob. para *lnEMP*:  $\geq 0,50$ ; *lnIEE*:  $\geq 0,10$ ; *D1.lnEMP*:  $< 0,05$ ; e, *D1.lnIEE*:  $< 0,01$ .

Ao examinar o teste de raiz unitária com quebra estrutural na Tabela 11, observa-se que a estatística *t* do teste de ADF não rejeita a hipótese nula de presença de raiz unitária em nível *I(0)*, com os níveis de significância de 1%, 5% e 10% para as variáveis *lnEMP* e *lnIEE*.

Já em primeira diferença  $I(1)$ , analisa-se que a hipótese nula é rejeitada aos níveis de 1%, 5% e 10% de significância para a variável  $\ln IEE$ , e com 5% e 10% de significância para a variável  $\ln EMP$ , evidenciando a ausência de raiz unitária nas séries e comprovando a existência de quebra estrutural no período analisado.

Após examinar os testes de estacionariedade de ADF, KPSS e de raiz unitária com quebra estrutural, todas as variáveis foram consideradas estacionárias em primeira diferença, estando integradas de ordem  $I(1)$ .

#### 4.2.2 Resultado do teste de cointegração de Johansen

O teste de cointegração de Johansen foi realizado para verificar se as variáveis são cointegradas. A escolha da defasagem do teste deu-se pelos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

A Tabela 12 apresenta o teste de seleção de defasagem para o modelo VAR.

Tabela 12 - Teste de seleção de defasagem para o modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	6,22e-05	-4,009010	-3,972411	-3,994161
1	1649,936	3,75e-09	-13,72543	-13,61564	-13,68089
2	42,40061	3,05e-09	-13,93282	<b>-13,74982*</b>	<b>-13,85857*</b>
3	9,268458	3,02e-09*	-13,94248*	-13,68629	-13,83854
4	2,116974	3,12e-09	-13,90896	-13,57957	-13,77531
5	10,75122	3,06e-09	-13,92922	-13,52663	-13,76588
6	1,382754	3,18e-09	-13,89141	-13,41562	-13,69837
7	0,323502	3,32e-09	-13,84696	-13,29797	-13,62422
8	10,33021*	3,26e-09	-13,86709	-13,24491	-13,61466

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: \*Ordem de defasagem escolhida pelos critérios, sendo: Estimador de Máxima Verossimilhança (LR), Erro de Predição Final (FPE), Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Escolheu-se utilizar duas defasagens para estimar o teste de cointegração de Johansen; os resíduos do modelo não indicarem autocorrelação, como pode ser visto no Anexo O. Em seguida foi realizado o teste de cointegração de Johansen.

A Tabela 13 mostra os resultados do teste de cointegração de Johansen.

Tabela 13 - Teste de cointegração de Johansen

	<b>Autovalor</b>	<b>Estatística</b>	<b>Valor crítico 5%</b>	<b>Prob.</b>
<b>Teste do traço</b>				
Nenhum*	0,197765	<b>43,25155</b>	<b>15,49471</b>	0,0000
1 Vetor*	0,023719	<b>4,248850</b>	<b>3,841466</b>	0,0393
<b>Teste do máximo autovalor</b>				
Nenhum*	0,197765	<b>39,00270</b>	<b>14,26460</b>	0,0000
1 Vetor*	0,023719	<b>4,248850</b>	<b>3,841466</b>	0,0393

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Rejeita-se ao nível de significância de 5%.

Para a realização do teste do traço e do teste do máximo autovalor foi utilizado o modelo com duas defasagens com a presença do intercepto no vetor de cointegração e tendência linear, em razão das variáveis *lnEMP* e *lnIEE* apontarem graficamente uma tendência estocástica. O teste do traço conta com a hipótese nula de que existem  $r^*$  vetores de cointegração, versus a hipótese alternativa de que há  $r > r^*$  vetores. Por sua vez, o teste do máximo autovalor apresenta a hipótese nula de que existem  $r^*$  vetores de cointegração, e com a hipótese alternativa de que há  $r^*+1$  vetores de cointegração.

Os resultados da Tabela 13 apontam que para ambos os testes há pelo menos a presença de dois vetores de cointegração. O modelo mais adequado para a estimação é o VECM, porque as variáveis *lnEMP* e *lnIEE* são estacionárias de ordem  $I(1)$  e cointegradas, conforme explicado anteriormente por Bueno (2012) no teste de cointegração de Johansen para a equação do investimento privado da indústria de transformação.

#### 4.2.3 Estimação do Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM)

Ao identificar a presença de dois vetores cointegrantes no teste de Johansen foi estimado o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). De acordo com o critério adotado na Tabela 12, os resíduos do VECM apresentaram heterocedasticidade com a utilização de duas defasagens; devido a isso, a que mais condisse com o modelo foi a aplicação de sete defasagens no VECM por não apresentar autocorrelação e heterocedasticidade nos resíduos.

O aumento do número de defasagens já foi ressaltado na equação do investimento privado da indústria de transformação, quando se informou que Gonzalo (1994) discute em seu estudo que o custo da sobreparametrização no VECM gera menor perda de eficiência do que de subparametrização. Ademais, a quantidade de defasagens aumentadas está consoante com os atributos do índice de expectativas que, de acordo com o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getulio Vargas (FGV) (2010), os resultados da sondagem

apresentam suas tendências para um período de três a seis meses adiante da efetivação da pesquisa.

A estimação do VECM é exibida na Tabela 14, a seguir.

Tabela 14 - Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o VECM
<i>lnEMP</i>	-0,007420 (0,00164) [-4,51642]	1,000000
<i>lnIEE</i>	0,004198 (0,01637) [ 0,25644]	-3,204253 (0,59462) [-5,38871]
<b>C</b>		10,07092

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: O erro padrão são os valores entre parênteses, e a estatística *t* são os valores entre colchetes.

O modelo foi estimado com sete defasagens, um vetor cointegrante e sem restrições. Como as variáveis estão logaritmizadas, as análises da estimação do resultado dos parâmetros são interpretadas como elasticidade. Os valores em colchetes na Tabela 14 são os resultados da estatística *t* do modelo; a variável *lnIEE* do modelo de longo prazo normalizado para o VECM foi estatisticamente significativa a 5%, pois a hipótese nula do teste *t* foi rejeitada, em razão de o resultado do teste se situar na região crítica. O ajustamento das variações de curto prazo para atingir o equilíbrio de longo prazo se dá pelo coeficiente  $\alpha$  -0,007420, sendo em média essas variações ocorridas em aproximadamente 0,74% ao mês.

A Equação (63) apresenta o resultado da estimação do modelo de longo prazo normalizado, com a inversão do sinal e em logaritmo.

$$\ln EMP = -10,07 + 3,20 \ln IEE \quad (63)$$

A variável *lnIEE* presente na Equação (63) exibiu o resultado conforme a literatura discutida neste estudo. O sinal positivo da variável *lnIEE* evidencia que um aumento das expectativas dos empresários das indústrias de transformação influencia positivamente no emprego desse setor. Sendo assim, o acréscimo de 1% do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação aumenta o emprego nessas indústrias em 3,2%. Verifica-se que esse resultado vai de encontro com os estudos de Montes (2013) e Montes e

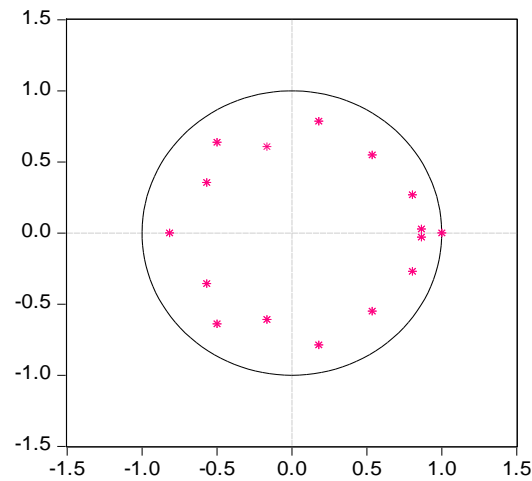
Machado (2014a), que discutiram em seus trabalhos a importância das expectativas para os negócios, em razão de sua influência na atividade econômica do país e, por conseguinte, na geração de empregos. Aiub, Andrini e Juttel (2012) ressaltam que as organizações estão pleiteando cada vez mais uma posição no mercado; logo, a confiança do empresário é vista como um ponto de referência.

De acordo com Montes e Machado (2014a), a formação das expectativas dos empresários é influenciada pelo comprometimento econômico das autoridades monetária e fiscal que, conseqüentemente, influenciará as decisões futuras dos empresários sobre o investimento e o emprego. A estrutura produtiva de um país pode ser essencial para seu crescimento econômico, por meio da tecnologia inserida em máquinas e equipamentos; além de ser geradora de empregos com qualidade e menor rotatividade, ela possibilita o aperfeiçoamento do capital humano favorecendo a produção, como argumentado por Vieira, Avellar e Veríssimo (2014) e Messa (2015) em seus estudos. Dessa forma, a análise dos resultados das variáveis *lnIEE* e *lnEMP* se compatibiliza com a literatura estudada, posto que a influência do cenário econômico a partir das expectativas dos empresários industriais influencia na determinação do emprego nas indústrias.

Com o intuito de dar mais robustez ao estudo, realizaram-se testes de autocorrelação, heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos (Anexos Q, R e S). Com probabilidade de 8,97%, não foi rejeitada a hipótese nula do teste de heterocedasticidade; sendo assim, o modelo é homocedástico. O modelo também não demonstrou ser correlacionado, pois a hipótese nula não foi rejeitada com a probabilidade de 54,38%. No entanto, a normalidade dos resíduos do modelo analisada pelo teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula, com a probabilidade de 0,00%. Conforme discutido anteriormente, com base no trabalho de Oreiro et al. (2006), a utilização do teste de normalidade foi desconsiderada em razão da impossibilidade de aumentar a amostra desse estudo, tendo cautela na análise dos resultados do modelo.

Os resultados do teste de estabilidade do modelo são exibidos no Gráfico 7.

Gráfico 7 - Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM



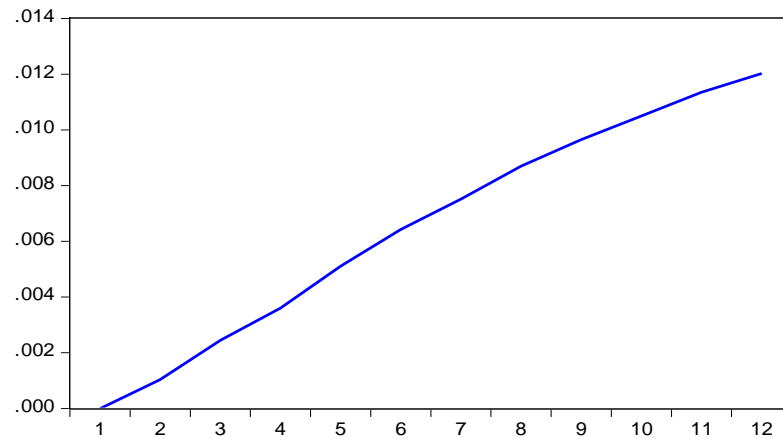
Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Os resultados do teste de estabilidade do modelo do Gráfico 7 exibem as raízes menores ou iguais a um, sendo o modelo classificado como estável, apresentando, assim, resultados não espúrios. Como argumentado anteriormente no resultado da equação do investimento privado da indústria de transformação, Bueno (2012) afirma que em um VECM o posto de matriz deve ser menor ou igual ao menor número entre suas colunas e linhas.

Nos tópicos seguintes serão apresentados os resultados do VECM pela análise da função resposta ao impulso e pela decomposição da variância.

#### 4.2.4 Resultado da função resposta ao impulso

A função resposta ao impulso do VECM mediante a decomposição de *Cholesky* verificou a trajetória da variável *lnEMP* sobre o choque efetuado na variável *lnIEE* em um horizonte no período de 12 meses, exposto no Gráfico 8.

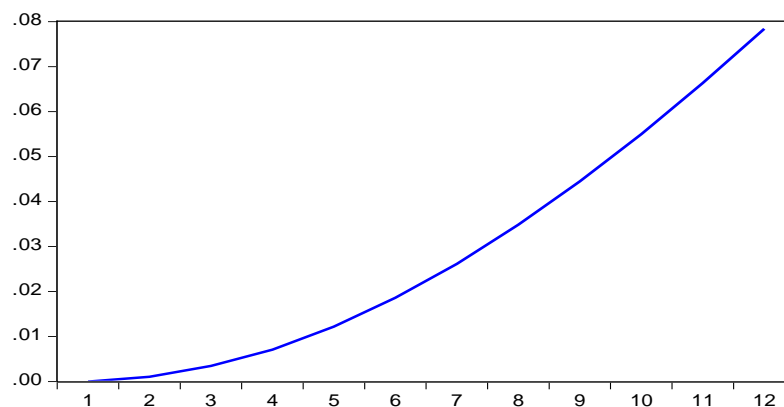
Gráfico 8 - Função de resposta da variável  $\ln EMP$  ao impulso da variável  $\ln IEE$ , não acumulado

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Analisa-se que a variável  $\ln IEE$  tem influência significativa sobre a variável  $\ln EMP$ , apresentando uma relação diretamente proporcional. Um choque positivo da variável  $\ln IEE$  gera um aumento da variável  $\ln EMP$  no decorrer do período analisado até sua dissipação, que é alcançada no período de 12 meses; logo, seu maior pico ocorre no décimo segundo mês. Desse modo, um aumento do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação causa um crescimento do emprego industrial desse setor no período analisado.

Dessa forma, o comportamento da variável  $\ln EMP$  sobre um choque positivo realizado na variável  $\ln IEE$  mostrou conformidade com a literatura retratada nesse estudo. Em tese, um choque que aumenta as expectativas dos empresários industriais ocasiona um crescimento da produtividade industrial, promovendo um aumento do emprego industrial, como se analisa nos estudos de Montes (2013) e Montes e Machado (2014a).

O Gráfico 9 apresenta a função resposta ao impulso acumulado da variável  $\ln IEE$  em relação à variável  $\ln EMP$ , a fim de propiciar maior robustez aos resultados do Gráfico 8.

Gráfico 9 - Função de resposta da variável  $\ln EMP$  ao impulso da variável  $\ln IEE$ , acumulado

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.



Após a análise do Gráfico 9, verifica-se que o resultado do choque da variável independente  $\ln IEE$  sobre a variável dependente  $\ln FBCF$ , do Gráfico 8, é ressaltado no Gráfico 9. A relação entre as duas variáveis realça que, no longo prazo, o índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação apresenta uma influência relevante sobre o emprego desse setor.

#### 4.2.5 Resultado da decomposição da variância

A decomposição da variância, por meio da decomposição de *Cholesky*, analisou os determinantes da variável  $\ln EMP$ , como exposto na Tabela 15, a seguir.

Tabela 15 - Decomposição da variância da variável  $\ln EMP$

Período	Desvio Padrão	$\ln EMP$	$\ln IEE$
1	0,002336	100,0000	0,000000
2	0,003907	92,95489	7,045112
3	0,005910	79,76409	20,23591
4	0,008210	70,20748	29,79252
5	0,011003	61,80698	38,19302
6	0,014010	55,41739	44,58261
7	0,017072	50,59065	49,40935
8	0,020071	45,46639	54,53361
9	0,023076	41,25291	58,74709
10	0,026058	37,68736	62,31264
11	0,029038	34,54782	65,45218
12	0,031964	<b>31,82370</b>	<b>68,17630</b>

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Como pode ser visto na Tabela 15, a análise da decomposição da variância consistiu em um período de 12 meses. No primeiro período verifica-se que a variável  $\ln EMP$  é influenciada por ela mesma em 100%, e no decorrer dos meses a variável  $\ln IEE$  começa a ter maior influência sobre  $\ln EMP$ . A partir do quarto mês, pressupõe-se que as variações de 29,79% de variância de  $\ln IEE$  explicam a variável  $\ln EMP$ . No oitavo mês presume-se que a variável  $\ln IEE$  explica em aproximadamente 54,53% a variação da variância do  $\ln EMP$ . No final dos 12 meses analisa-se que 31,82% da variação da variável  $\ln EMP$  é explicada por ela mesma, e 68,18% da variação da variável  $\ln IEE$  explicam a variável  $\ln EMP$ .

Os resultados da decomposição mantiveram-se na mesma proporção dos resultados encontrados na análise da função resposta ao impulso apresentados nos Gráficos 8 e 9, comprovando a importância da variável  $\ln IEE$  para o modelo estimado. Semelhante à

estimação da equação do investimento privado da indústria de transformação, Montes (2013) e Montes e Machado (2014a) evidenciam a influência forte das expectativas dos empresários industriais sobre o emprego industrial.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O desenvolvimento do presente estudo possibilitou a análise do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação brasileiras e sua influência sobre o investimento privado e o emprego desse setor, evidenciando a importância da confiança empresarial para as decisões de investimentos nas indústrias. O estudo respondeu o problema de pesquisa proposto, por meio da revisão de literatura apresentada no referencial teórico e da aplicação do modelo econométrico com seus respectivos resultados e análises.

Constatou-se que a influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação é significativa sobre o investimento privado e o emprego nesse setor, e seu desempenho está associado ao ambiente econômico em vigor. O ponto principal desta pesquisa foi a inferência da racionalidade dos agentes econômicos com a ênfase no estudo da Hipótese das Expectativas Racionais da escola neoclássica, visto que os agentes formam suas expectativas a partir das informações disponibilizadas no cenário econômico vigente. Logo, o cenário econômico assume um papel importante na formação das expectativas dos empresários industriais.

A fim de mensurar as estimações propostas para o investimento privado e para o emprego das indústrias de transformação, foi utilizado o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) para o período de 2003 a 2017 com a base de dados mensal. O ponto crucial da escolha desse modelo econométrico foi sua grande aplicação em séries temporais e por seus pressupostos estarem em concordância com os pressupostos das expectativas racionais, a partir da análise de variáveis endógenas, com os erros distribuídos aleatoriamente, e a presença da hipótese da ergodicidade. Para alcançar os resultados propostos, foi verificada a estacionariedade das séries, a cointegração entre as variáveis, a função resposta ao impulso e a decomposição da variância. Uma análise mais robusta das estimações foi possível por meio da função resposta ao impulso e da decomposição da variância.

Os resultados estimados para o investimento privado das indústrias de transformação indicam que os investimentos industriais determinados pela variável  $\ln FBCF$  sofrem influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação  $\ln IEE$ . Com relação ao nível de influência da variável independente  $\ln IEE$  sobre a variável dependente  $\ln FBCF$ , foi realizado choque por meio da função resposta ao impulso e da decomposição da variância. Os resultados evidenciam a intensidade da duração do choque da variável  $\ln IEE$  para a variável  $\ln FBCF$ . Desse modo, a variável  $\ln IEE$  exibe forte influência sobre  $\ln FBCF$ , evidenciando sua importância para o desempenho da atividade industrial.

Todavia, os resultados encontrados na estimação do investimento corroboram a revisão de literatura apresentada nesse estudo, indicando que um aumento dos investimentos privados da indústria de transformação está associado com o aumento do índice de expectativas dos empresários desse setor. Diversos autores discutem a importância da expectativa empresarial para o desempenho do crescimento industrial. Um cenário macroeconômico estável possibilita aos empresários menor incerteza acerca da economia, resultando em melhores expectativas em relação ao cenário econômico que refletirão em suas decisões de investimento.

Os demais fatores de desenvolvimento das industriais presentes na economia também são importantes para o desenvolvimento da atividade industrial, dado que a disponibilização de recursos financeiros por parte do governo, e uma boa política industrial promoverá investimentos, produção, emprego e renda, não só para o setor industrial, mas também para toda a atividade econômica do país devido ao seu efeito de encadeamento. O efeito de encadeamento existente na indústria e ressaltado na literatura desse estudo, pode ser evidenciado no período estudado por meio do comportamento dos investimentos industriais através da análise dos dados da FBCF e da produção industrial.

Com relação à estimação do emprego da indústria de transformação, os resultados estimados evidenciam que o emprego da indústria de transformação  $\ln EMP$  sofre influência do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação  $\ln IEE$ . Desse modo, um aumento do índice de expectativas dos empresários da indústria de transformação proporciona um aumento no emprego desse setor, em razão do aumento da confiança dos empresários em relação ao ambiente econômico e a seus negócios.

O choque através da função resposta ao impulso e da decomposição da variância também foram realizados na estimação do emprego da indústria de transformação, a fim de observar a influência da variável independente  $\ln IEE$  em relação à variável dependente  $\ln EMP$ . Observou-se a partir dos resultados que a variável  $\ln IEE$  apresentou um choque significativo sobre a variável  $\ln EMP$ . Ficou evidente a intensa influência da variável  $\ln IEE$  sobre a variável  $\ln EMP$ , demonstrando sua relevância no desempenho das atividades industriais.

Os resultados encontrados na estimação do emprego da indústria de transformação estão de acordo com a revisão de literatura discutida nesse estudo, mostrando a relação diretamente proporcional existente entre o emprego e o índice de expectativas dos empresários da indústria de transformação. Como já ressaltado nesse estudo, os investimentos, as expectativas dos empresários industriais e o emprego industrial são

elementos importantes para as indústrias, pois seu desempenho impulsiona o desenvolvimento das industriais e a economia como um todo por meio da demanda agregada.

A estimação do investimento industrial privado e do emprego das indústrias de transformação brasileiras comprova a importância das expectativas dos empresários industriais para o desempenho do setor industrial. Em ambas as estimações, os resultados do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação foram relevantes. Esse resultado evidencia a forte influência das expectativas sobre os determinantes do investimento industrial privado e do emprego industrial. Contudo, vale ressaltar que os demais elementos presentes na atividade econômica e na indústria são importantes para o desempenho e o crescimento industrial e da economia do país.

Quando o empresário tem uma visão otimista da economia, tende a realizar mais investimentos, e isso, por sua vez, gerará mais empregos. O índice de expectativas do empresário da indústria de transformação do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da FGV Dados cumpre com seu objetivo, pois, quando existe um índice otimista, aumentam os investimentos e a demanda por mão de obra na indústria de transformação. A situação atual da economia e dos negócios dos empresários das indústrias de transformação brasileiras refletirá num horizonte para os seis próximos meses para o investimento e o emprego desse setor, assim totalizando sete defasagens, conforme analisado nos resultados desse estudo.

Dessa forma, um ambiente econômico estável é essencial para a tomada de decisões dos empresários industriais e para a expansão das indústrias, pois lhes proporciona um ambiente mais seguro. Um cenário econômico favorável aumenta a confiança dos empresários e influencia diversos elementos industriais, entre os quais se destacam a produtividade, os investimentos em bens de capital, o emprego e os salários. O dinamismo industrial está associado à demanda e à oferta dos bens produzidos, visto que os estímulos nesse setor podem ocorrer através de mudanças estruturais por meio espontâneo, estimulados pelo mercado ou através de políticas setoriais. Enfim, este estudo demonstrou a importância do índice de expectativas dos empresários das indústrias de transformação do país sobre o investimento privado e o emprego das indústrias desse setor, em decorrência de sua importante contribuição para o desenvolvimento e o crescimento das indústrias brasileiras.

Para pesquisas futuras, considera-se interessante sugerir a elaboração de um estudo acerca das expectativas dos consumidores brasileiros a partir do índice de confiança do consumidor, pois esta análise poderá possibilitar a verificação da influência do nível dos preços, da renda e do emprego dos consumidores sobre o consumo dos produtos disponíveis no mercado.

## REFERÊNCIAS

AIUB, George Wilson; ANDRINI, Jéssica; JUTTEL, Nariane. Índice de confiança empresarial. **Revista da Unifebe**, Brusque, SC, v. 1, n. 10, p. 82-94, jan./jun. 2012.

ANTONIK, Luis Roberto. Análise de projetos de investimento sob condições de risco. **Revista FAE**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 67-76, jan./jun. 2004.

ARAÚJO, Eliane Cristina de. Nível do câmbio e crescimento econômico: teorias e evidências para países em desenvolvimento e emergentes. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 469-498, set./dez. 2010.

ARAÚJO; Eliane; GALA, Paulo. Regimes de crescimento econômico no Brasil: evidências empíricas e implicações de política. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 41-56, maio/ago. 2012.

BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51-60, abr. 2017.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. 4. ed. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2007.

BONDEZAN, Késia de Lucas; SCORZAFAVE, Luiz Guilherme. O impacto do salário mínimo sobre o desemprego: revisão de literatura e evidências empíricas. **A Economia em Revista - AERE**, Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá, v. 18, n. 1, p. 53-66, jul. 2010.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. A tendência à sobreapreciação da taxa de câmbio. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 7-30, jun. 2009.

\_\_\_\_\_. O Governo Dilma frente ao “tripé macroeconômico” e à direita liberal e dependente. **Novos Estudos**, São Paulo, n. 95, p. 5-14, mar. 2013.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; GALA; Paulo. Macroeconomia estruturalista do desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 663-686, out./dez. 2010.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos; NASSIF, André; FEIJÓ, Carmem. A reconstrução da indústria brasileira: a conexão entre o regime macroeconômico e a política industrial. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 493-513, jul./set. 2016.

BRITO, Eloha Cabreira; GARROTE, Alexandre José da Silva. Industrialização, política industrial e crescimento econômico: uma discussão teórica. **Revista Iniciativa Econômica**, online, Departamento de Economia, UNESP, São Paulo, v. 2, n. 2, 2015.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CAMARGOS, Luiz Rogério de. Leigos, expertos e formação de expectativas. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 98-117, jan./mar. 2011.

COLANTUONO, Aline Correia de Sousa. Desenvolvimento industrial brasileiro: história e perspectiva. **Semina: Ciências Sociais e Humanas**, Londrina, v. 36, n. 2, p. 95-110, jul./dez. 2015.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). Expansão da capacidade produtiva favorece crescimento econômico equilibrado. **Notas Econômicas**, a. 9, v. 2, p. 1-4, 29 de maio de 2008.

\_\_\_\_\_. **Indicadores industriais – Emprego – Brasil – Indústria de transformação**. Disponível em: <<http://www6.sistemaindustria.org.br/gpc/externo/estatisticaAcessoSistemaExterno.faces>>. Acesso em: 24 abr. 2018.

CORONEL, Daniel Arruda; AZEVEDO, André Filipe Zago de; CAMPOS, Antônio Carvalho. Política industrial e desenvolvimento econômico: a reatualização de um debate histórico. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 1, p. 103-119, jan./mar. 2014.

CURADO, Marcelo. Industrialização e desenvolvimento: uma análise do pensamento econômico brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 3, p. 609-640, dez. 2013.

\_\_\_\_\_. Uma avaliação da economia brasileira no Governo Lula. **Economia & Tecnologia**, Centro de Pesquisas Econômicas (CEPEC) / Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE), Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, a. 7, vol. especial, p. 91-103, 2011.

CURADO, Marcelo; NASCIMENTO, Gabrieli Muchalak. O Governo Dilma: da euforia ao desencanto. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 33-48, jan./jun. 2015.

DAVIDSON, Paul. Resgatando a Revolução Keynesiana. In: LIMA, Gilberto Tadeu; SICSÚ, João (Org.). **Macroeconomia do emprego e da renda: Keynes e o keynesianismo**. São Paulo: Manole, 2003.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 4<sup>th</sup> ed. United States of America: Wiley, 2015.

EVIIEWS (ECONOMETRIC VIEWS). **Eviews 9 User's Guide II**. Irvine: IHS Global Inc, 2016.

FEDERAÇÃO DAS INDÚSTRIAS DO ESTADO DE SÃO PAULO (FIESP). **Pesquisa FIESP de Intenção de Investimento 2016**, p. 1-34, maio 2016.

FEIJÓ, Carmem Aparecida. A medida de utilização de capacidade: conceitos e metodologias. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p. 611-629, set./dez. 2006.

FERREIRA, Pedro Fernando de Almeida Nery. A incorporação das expectativas racionais na macroeconomia. **Economia e Desenvolvimento**, Recife, v. 13, n. 1, p. 62-86, 2014.

FONSECA, Pedro Cezar Dutra; CUNHA, André Moreira; BICHARA, Julimar da Silva. O Brasil na Era Lula: retorno ao desenvolvimento? **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 403-428, maio/ago. 2013.

FONSECA, Renato da; CUNHA, Samantha. **Indústria brasileira: da perda de competitividade à recuperação?** Brasília: Confederação Nacional da Indústria (CNI), nov. 2015. 29 p.

FREITAS, Andreia Pereira de. **Investigação sobre a influência das expectativas dos agentes econômicos em indicadores brasileiros**. 2016. 97 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul - PUCRS. Porto Alegre, 2016.

GOBI, José Rodrigo; CASTILHO, Mara Lucy. O dinamismo da indústria de transformação e o crescimento econômico no Brasil no período de 1990 a 2013. **Acta Scientiarum**, Maringá, v. 38, n. 2, p. 163-172, jul./dez. 2016.

GONZALO, Jesus. Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v. 60, n. 1-2, p. 203-233, jan./fev. 1994.



GUERRIERO, Ian Ramalho. **Formulação e Avaliação de Política Industrial e o Caso da PDP**. 2012. 270 f. Tese (Doutorado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2012.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HERSCOVICI, Alain. A economia neoclássica: uma análise lakatosiana da cheia do *mainstream* até sua implosão. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 780-798, out./dez. 2015.

HOFMANN, Ruth Margareth. Comportamento da confiança do consumidor e do empresário industrial brasileiro no período 2010/11. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 40, n. 1, p. 117-134, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (IBRE). Aspectos metodológicos da sondagem da indústria de transformação. **FGV IBRE**, Rio de Janeiro, Fundação Getúlio Vargas, out. 2010. 34 p. Disponível em: <<http://portalibre.fgv.br/main.jsp?lumChannelId=402880811D8E34B9011D93086A466B16>>. Acesso em: 12 fev. 2018.

\_\_\_\_\_. **FGVDados – IE Sem Ajuste Sazonal – Índice de Confiança da Indústria – Expectativas (CNAE 2.0) (1416211)**. Disponível em: <[http://www14.fgv.br/novo\\_fgvdados/visualizaconsulta.aspx](http://www14.fgv.br/novo_fgvdados/visualizaconsulta.aspx)>. Acesso em: 24 abr. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Indicadores IBGE – Contas Nacionais Trimestrais – Indicadores de Volume e Valores Correntes**. Contas Nacionais Trimestrais, p. 1-40, out./dez. 2016. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas\\_Nacionais/Contas\\_Nacionais\\_Trimestrais/Fasciculo\\_Indicadores\\_IBGE/pib-vol-val\\_201604caderno.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Contas_Nacionais/Contas_Nacionais_Trimestrais/Fasciculo_Indicadores_IBGE/pib-vol-val_201604caderno.pdf)>. Acesso em: 6 ago. 2017.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física – PIM - PF – Produção física industrial por seções industriais (índice de base fixa com ajuste sazonal (base: média de 2012=100)), janeiro 2002 – abril 2018**. Séries históricas. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/industria/9294-pesquisa-industrial-mensal-producao-fisica-brasil.html?edicao=19776&t=series-historicas>>. Acesso em: 1 jul. 2018.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física Industrial – Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100) – Indústrias de transformação**. Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/tabela/3653>>. Acesso em: 26 abr. 2018.

\_\_\_\_\_. **Sistema de contas nacionais: Brasil**. 2. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). **Indicador IPEA de FBCF**. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/cartadeconjuntura/index.php/category/indicadores-ipea/>>. Acesso em: 23 abr. 2018.

JACINTO, Paulo de Andrade; RIBEIRO, Eduardo Pontual. Crescimento da produtividade no setor de serviços e da indústria no Brasil: dinâmica e heterogeneidade. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 19, n. 3, p. 401-427, jul./set. 2015.

KONSTANTINOU, Panagiotis; TAGKALAKIS, Athanasios. Boosting confidence: Is there a role for fiscal policy? **Economic Modelling**, v. 28, n. 4, p. 1629-1641, 2011.

LAMONICA, Marcos Tostes; FEIJÓ, Carmen Aparecida. Indústria de transformação e crescimento: uma interpretação para o desempenho da economia brasileira nos anos 1990 e 2000. **Revista Economia & Tecnologia**, Centro de Pesquisas Econômicas (CEPEC) / Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE), Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, v. 9, n. 1, p. 20-40, jan./mar. 2013.

LUPORINI, Viviane; ALVES, Joana. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 449-475, dez. 2010.

LÜTKEPOHL, Helmut; KRÄTZIG, Markus. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.

MARGARIDO, Mario Antônio. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agricultura São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MATTEI, Lauro; SCARAMUZZI, Thaís. A taxa de câmbio como instrumento do desenvolvimento econômico. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 36, n. 4, p. 726-747, out./dez. 2016.

MEDEIROS, Carlos Aguiar de. **Inserção externa, crescimento e padrões de consumo na economia brasileira**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2015.

MENDONÇA, Marco Aurélio Alves de; FREITAS, Fernando de Almeida; SOUZA, Jano Moreira de. Tecnologia da informação e produtividade na indústria brasileira. **Revista de Administração de Empresas**, São Paulo, v. 49, n. 1, p. 74-85, jan./mar. 2009.

MESSA, Alexandre. Determinantes da produtividade na indústria brasileira. **Radar – Tecnologia, Produção e Comércio Exterior**, IPEA, São Paulo, v. 38, p. 29-39, abr. 2015.

MIGUEZ, Thiago de Holanda Lima. **Evolução da formação bruta de capital fixo na economia brasileira 2000-2013**: uma análise multisetorial a partir das Matrizes de Absorção de Investimento (MAIs). 2016. 155 f. Tese (Doutorado em Economia da Indústria e Tecnologia) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e Tecnologia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, 2016.

MIGUEZ, Thiago de Holanda Lima; WILLCOX, Luiz Daniel; DAUDT, Gabriel Marino. O setor de bens de capital: diagnóstico do período 2000-2012 e perspectivas a partir do cenário econômico. **BNDES Setorial**, Rio de Janeiro, n. 42, p. 297-335, set. 2015.

MONTES, Gabriel Caldas. Credibility and monetary transmission channels under inflation targeting: An econometric analysis from a developing country. **Economic Modelling**, v. 30, p. 670-684, jan. 2013.

\_\_\_\_\_. Política monetária, inflação e crescimento econômico: a influência da reputação da autoridade monetária sobre a economia. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 18, n. 2, p. 237-259, ago. 2009.

MONTES, Gabriel Caldas; ALMEIDA, André Filipe Guedes. Compromisso fiscal, expectativas empresariais e produção industrial: o caso brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 70, n. 2, p. 221-244, abr./jun. 2016.

MONTES, Gabriel Caldas; BASTOS, Júlio Cesar Albuquerque. Economic policies, macroeconomic environment and entrepreneurs' expectations: evidence from Brazil. **Journal of Economic Studies**, online, v. 40, n. 3, p. 334-354, 2013.

MONTES, Gabriel Caldas; FEIJÓ, Carmem Aparecida. Reputação, credibilidade e transparência da autoridade monetária e o estado de expectativa. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, n. 2, p. 151-170, ago. 2007.

MONTES, Gabriel Caldas; MACHADO, Caroline Cabral. Efeitos da credibilidade e da reputação sobre a taxa Selic e a transmissão da política monetária para o investimento agregado pelo canal dos preços dos ativos. **Pesquisa e Planejamento Econômico - PPE**, IPEA, Brasília, v. 44, n. 2, p. 7, ago. 2014b.

\_\_\_\_\_. Expectativas empresariais, investimento agregado e emprego: uma análise considerando os efeitos das credibilidades monetária e fiscal no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 18, n. 3, p. 515-542, set. 2014a.

MONTES, Gabriel Caldas; TIBERTO, Bruno Pires. Gestão da dívida pública, reputação fiscal e risco-país: evidências empíricas para o Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, IPEA, Brasília, n. 44, p. 343-373, jan./jun. 2015.

MORETTI, Bruno; LÉLIS, Marcos T. C. Economia clássica e novo-clássica *versus* Keynes e pós-keynesianos: um debate ontológico. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 79-98, jul. 2007.

MUNHOZ, Vanessa da Costa Val. Vulnerabilidade externa e controle de capitais no Brasil: uma análise das inter-relações entre câmbio, fluxos de capitais, IOF, juros e risco-país. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 371-402, maio/ago. 2013.

MUSSOLINI, Caio Cesar; TELES, Vladimir Kühn. Infraestrutura e produtividade no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 645-662, out./dez. 2010.

MUTH, John F. Rational expectations and the theory of price movements. **Econometrica – Journal of The Econometric Society**, Cleveland, Ohio, EUA, v. 29, n. 3, p. 315-335, jul. 1961.

O PAPA aos jovens: Não enterrem os talentos! **Acidigital**, Vaticano, 24 abr. 2013. Disponível em: <<http://www.acidigital.com/noticias/o-papa-aos-jovens-nao-enterrem-os-talentos-28623>>. Acesso em: 25 jan. 2018.

OREIRO, José Luís da Costa. Novo-desenvolvimentismo, crescimento econômico e regimes de política macroeconômica. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 29-40, ago. 2012.

OREIRO, José Luís da Costa; PAULA, Luiz Fernando de; SILVA, Guilherme Jonas Costa da; ONO, Fábio Hideki. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 10, n. 4, p. 609-634, out./dez. 2006.

PALHUCA, Leonardo. Investimento público não é motor de crescimento. **Terraço Econômico**, 23 nov. 2016. Disponível em: <<http://terraoeconomico.com.br/investimento-publico-nao-e-motor-de-crescimento>>. Acesso em: 14 maio 2018.

PAULA, Ricardo Zimbrão Affonso de; MOURA, João Gonsalo de; BRITO, Alexandro Sousa; ROSAR, Orlando Oscar. Política monetária no Brasil: abordagem e proposição de políticas pela ortodoxia brasileira. **Revista de História Econômica & Economia Regional Aplicada**, UFJF, Juiz de Fora, MG, v. 8, n. 14, p. 77-120, jan./jun. 2013.

POTRICH, Ani Caroline Grigion; VIEIRA, Kelmara Mendes; MARION FILHO, Pascoal José; FRAGA, Luana Santos. A confiança do empresariado na indústria de transformação: uma análise em painel. **Revista Eletrônica em Gestão, Educação e Tecnologia Ambiental**, Santa Maria, v. 19, n. 3, p. 98-111, set./dez. 2015.

REYMAO, Ana Elizabeth Neirao; OLIVEIRA, Felipe Guimarães de. O superendividamento do consumidor no Brasil: um debate necessário entre o Direito e a Economia no Século XXI. **Revista de Direito, Globalização e Responsabilidade nas Relações do Consumo**, Brasília, v. 2, n. 1, p. 167-187, jan./jun. 2016.

RIBEIRO, Marcio Bruno; TEIXEIRA, Joanielo Rodolpho. An econometric analysis of private-sector investment in Brazil. **Cepal Review**, n. 74, p. 153-166, aug. 2001.

RITA, Luciana Peixoto Santa; FERREIRA JUNIOR, Reynaldo Rubem; SÁ, Eliana Maria de Oliveira; AMORIM, José Francisco Oliveira de. Estimativas do índice de competitividade da indústria: o caso de Alagoas. **Revista de Administração e Inovação**, São Paulo, v. 10, n. 4, p. 136-163, out./dez. 2013.

SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informal no mercado acionário brasileiro**: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos. 2009. 87 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Bahia. Salvador, 2009.

SEBBEN, Fernando Dall'Onder; SILVA, Pedro Perfeito da. As políticas industriais e infraestrutura durante o Governo Lula: implicações e desafios da adoção do modelo do Estado Logístico para o Brasil. **Carta Internacional**, Belo Horizonte, v. 11, n. 1, p. 63-90, abr. 2016.

SENT, Esther-Mirjam. How (not) to influence people: the contrary tale of John F. Muth. **History of Political Economy**, Duke University Press, Durham, USA, v. 34, n. 2, p. 291-319, 2002.

SERRANO, Franklin; SUMMA, Ricardo. A desaceleração rudimentar da economia brasileira desde 2011. **OIKOS**, Rio de Janeiro, v. 11, n. 2, p. 166-202, dez. 2012.

SILVA, Alexandre Manoel Angelo da; CÂNDIDO JÚNIOR, José Oswaldo. É o mercado míope em relação à política fiscal brasileira? **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 64, n. 4, p. 439-462, out./dez. 2010.

SILVA, Claudeci. Uma breve análise do contágio da crise *subprime* americana para a economia brasileira. **A Economia em Revista**, Departamento de Economia, Universidade Estadual de Maringá, v. 18, n. 1, p. 123-137, jul. 2010.

SILVA, Renato José da; RODRIGUES, Rossana Lott; FERREIRA, Carlos Roberto. Determinantes do investimento agregado no Brasil no período 1995-2013. **Economia & Região**, Londrina, v. 3, n. 1, p. 39-56, jan./jul. 2015.

SIMONASSI, Andrei Gomes; ARRAES, Ronaldo de Albuquerque e; OLIVEIRA, Denise Xavier Araújo de. The role of expectations in modeling and forecasting industrial production. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, Universidade Católica de Brasília, v. 13, n. 2, p. 7-24, 2013.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. **Econometrica – Journal of The Econometric Society**, Cleveland, Ohio, EUA, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

SNOWDON, Brian; VANE, Howard, R. **Modern Macroeconomics: its origins, development and current state**. Northampton, MA: Edward Elgar, 2005.

SONAGLIO, Cláudia Maria; BRAGA, Marcelo José; CAMPOS, Antonio Carvalho. Investimento público e privado no Brasil: evidências dos efeitos *crowding-in* e *crowding-out* no período 1995-2006. **Economia**, Brasília, v. 11, n. 2, p. 383-401, maio/ago. 2010.

TEIXEIRA, Anderson Mutter; DIAS, Maria Helena Ambrosio; DIAS, Joilson. A conduta de política monetária do Banco Central e o efeito calendário no Brasil. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 3, p. 293-311, jul./set. 2010.

TORRES FILHO, Ernani Teixeira. Mecanismos de direcionamento do crédito, bancos de desenvolvimento e a experiência recente do BNDES. In: FERREIRA, Francisco Marcelo Rocha; MEIRELLES, Beatriz Barbosa (Org.). **Ensaio sobre Economia Financeira**. Rio de Janeiro: BNDES, 2009.

VIEIRA, Flávio Vilela; AVELLAR, Ana Paula; VERÍSSIMO, Michele Polline. Indústria e crescimento: evidências para países desenvolvidos e em desenvolvimento. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 3, p. 485-502, jul./set. 2014.

WERLANG, Sérgio Ribeiro da Costa. Simonsen, inflação, expectativas racionais e os pós-keynesianos. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 52, p. 161-166, fev. 1998.

**ANEXOS – Investimento privado da indústria de transformação**

## ANEXO A – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

---

Null Hypothesis: *lnFBCF* has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M03  
 Break Selection: User-specified break  
 Lag Length: 3(Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2,417599	>=0,10
Test critical values:		
1% level	-4,336667	
5% level	-3,726667	
10% level	-3,443333	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values (lambda=0,416667).

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: *lnFBCF*  
 Method: Least Squares  
 Data: 05/14/18 Time: 15:56  
 Sample (adjusted): 2003M05 2017M12  
 Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>lnFBCF</i> (-1)	0,955563	0,018381	51,98707	0,0000
<i>D(lnFBCF</i> (-1))	-0,282294	0,073316	-3,850353	0,0002
<i>D(lnFBCF</i> (-2))	0,006151	0,073502	0,083685	0,9334
<i>D(lnFBCF</i> (-3))	0,314867	0,070028	4,496312	0,0000
C	0,222392	0,087605	2,538578	0,0120
TREND	-0,000186	9,15E-05	-2,037044	0,0432
INCPTBREAK	0,029644	0,010736	2,761242	0,0064
BREAKDUM	0,030029	0,032206	0,932385	0,3525
R-squared	0,979347	Mean dependent var		4,988421
Adj. R-squared	0,978486	S.D. dependent var		0,209098
S.E. of regression	0,030670	Akaike info criterion		-4,086697
Sum squared resid	0,158025	Schwarz criterion		-3,942584
Log likelihood	367,6293	Hannan-Quinn criter.		-4,028245
F-statistic	1138,043	Durbin-Watson stat		1,948137
Prob(F-statistic)	0,000000			

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.



## ANEXO B – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Null Hypothesis:  $D(\ln FBCF)$  has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M03

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 2(Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6,491896	<0,01
Test critical values:		
1% level	-4,337318	
5% level	-3,725363	
10% level	-3,442682	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values ( $\lambda=0,413408$ ).

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(\ln FBCF)$

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 15:57

Sample (adjusted): 2003M05 2017M12

Included observations: 176 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(\ln FBCF(-1))$	-0,018920	0,156953	-0,120544	0,9042
$D(\ln FBCF(-1), 2)$	-0,285137	0,118127	-2,413811	0,0169
$D(\ln FBCF(-2), 2)$	-0,298461	0,070690	-4,222093	0,0000
C	0,010946	0,005089	2,150987	0,0329
TREND	-0,000210	9,22E-05	-2,281261	0,0238
INCPTBREAK	0,016441	0,009374	1,753810	0,0813
BREAKDUM	0,039294	0,032433	1,211543	0,2274
R-squared	0,215786	Mean dependent var		0,002179
Adj. R-squared	0,187944	S.D. dependent var		0,034519
S.E. of regression	0,031106	Akaike info criterion		-4,063861
Sum squared resid	0,163523	Schwarz criterion		-3,937763
Log likelihood	364,6198	Hannan-Quinn criter.		-4,012716
F-statistic	7,750391	Durbin-Watson stat		1,931289
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO C – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Null Hypothesis: *lnIEE* has a unit root  
Trend Specification: Trend and intercept  
Break Specification: Intercept only  
Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M01

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 2(Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,116064	>=0,10
Test critical values:	1% level	-4,338889	
	5% level	-3,722222	
	10% level	-3,441111	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values ( $\lambda=0,405556$ ).

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: *lnIEE*

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 15:58

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>lnIEE</i> (-1)	0,941990	0,018616	50,60025	0,0000
D( <i>lnIEE</i> (-1))	0,414746	0,072119	5,750834	0,0000
D( <i>lnIEE</i> (-2))	0,217907	0,076604	2,844577	0,0050
C	0,272963	0,087606	3,115824	0,0022
TREND	-0,000178	6,88E-05	-2,580926	0,0107
INCPTBREAK	0,014793	0,006623	2,233592	0,0268
BREAKDUM	0,085129	0,025725	3,309234	0,0011
R-squared	0,961606	Mean dependent var		4,594354
Adj. R-squared	0,960251	S.D. dependent var		0,110136
S.E. of regression	0,021958	Akaike info criterion		-4,760639
Sum squared resid	0,081965	Schwarz criterion		-4,635028
Log likelihood	428,3165	Hannan-Quinn criter.		-4,709696
F-statistic	709,6336	Durbin-Watson stat		2,055427
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO D – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

---

Null Hypothesis:  $D(\ln IEE)$  has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M01

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 1 (Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,541462	<0,01
Test critical values:	1% level	-4,339553	
	5% level	-3,720894	
	10% level	-3,440447	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values ( $\lambda=0,402235$ ).

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(\ln IEE)$

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 16:37

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(\ln IEE(-1))$	0,599053	0,088286	6,785363	0,0000
$D(\ln IEE(-1), 2)$	-0,182116	0,077643	-2,345544	0,0201
C	0,000185	0,003492	0,053096	0,9577
TREND	-8,44E-05	6,35E-05	-1,329392	0,1855
INCPTBREAK	0,011344	0,006694	1,694684	0,0920
BREAKDUM	0,098555	0,025999	3,790660	0,0002
R-squared	0,269831	Mean dependent var		8,89E-05
Adj. R-squared	0,248481	S.D. dependent var		0,025966
S.E. of regression	0,022510	Akaike info criterion		-4,716393
Sum squared resid	0,086647	Schwarz criterion		-4,608727
Log likelihood	423,4008	Hannan-Quinn criter.		-4,672728
F-statistic	12,63847	Durbin-Watson stat		2,059659
Prob(F-statistic)	0,000000			

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO E – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VAR

---

### VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/24/18 Time: 14:44

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 177

Lags	LM-Stat	Prob
1	2,035794	0,7292
2	0,942564	0,9184
<b>3</b>	<b>0,850370</b>	<b>0,9316</b>
4	16,46177	0,0025
5	2,355062	0,6708
6	9,605082	0,0476
7	2,465839	0,6508
8	5,558450	0,2346
9	1,115986	0,8917
10	11,03707	0,0262
11	2,311666	0,6786
12	9,685581	0,0461

---

Probs from chi-square with 4 df.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

### ANEXO F – Estimação do VECM

---

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/24/18 Time: 14:56

Sample (adjusted): 2003M09 2017M12

Included observations: 172 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
<i>lnFBCF</i> (-1)	1,000000	
<i>lnIEE</i> (-1)	-23,86022 (4,82793) [-4,94212]	
C	104,6500	
Error Correction:	D( <i>lnFBCF</i> )	D( <i>lnIEE</i> )
CointEq1	-0,005465 (0,00126) [-4,32205]	0,001292 (0,00108) [ 1,19727]
D( <i>lnFBCF</i> (-1))	-0,538646 (0,08156) [-6,60396]	0,090501 (0,06964) [ 1,29954]
D( <i>lnFBCF</i> (-2))	-0,314067 (0,09344) [-3,36117]	-0,005091 (0,07978) [-0,06382]
D( <i>lnFBCF</i> (-3))	-0,047622 (0,09582) [-0,49699]	0,024169 (0,08181) [ 0,29542]
D( <i>lnFBCF</i> (-4))	-0,298469 (0,09287) [-3,21379]	0,020302 (0,07930) [ 0,25604]
D( <i>lnFBCF</i> (-5))	-0,202756 (0,09474) [-2,14019]	-0,066654 (0,08089) [-0,82403]
D( <i>lnFBCF</i> (-6))	0,030612 (0,08804) [ 0,34768]	-0,150581 (0,07517) [-2,00310]
D( <i>lnFBCF</i> (-7))	-0,025919 (0,07581) [-0,34189]	-0,098872 (0,06473) [-1,52746]
D( <i>lnIEE</i> (-1))	0,511528 (0,09338) [ 5,47803]	0,355233 (0,07973) [ 4,45557]

---

$D(\ln IEE(-2))$	0,157848 (0,10274) [ 1,53643]	0,084521 (0,08772) [ 0,96355]
$D(\ln IEE(-3))$	-0,004437 (0,10351) [-0,04287]	0,051378 (0,08838) [ 0,58134]
$D(\ln IEE(-4))$	-0,089689 (0,10144) [-0,88415]	-0,176191 (0,08661) [-2,03426]
$D(\ln IEE(-5))$	0,252045 (0,10197) [ 2,47168]	0,062503 (0,08707) [ 0,71788]
$D(\ln IEE(-6))$	0,060969 (0,10332) [ 0,59010]	0,050781 (0,08822) [ 0,57564]
$D(\ln IEE(-7))$	-0,145949 (0,09725) [-1,50075]	0,135532 (0,08303) [ 1,63224]
C	0,005662 (0,00220) [ 2,56935]	0,000272 (0,00188) [ 0,14473]
R-squared	0,449792	0,280545
Adj. R-squared	0,396887	0,211366
Sum sq. Resids	0,112055	0,081689
S.E. equation	0,026801	0,022883
F-statistic	8,501927	4,055384
Log likelihood	386,8606	414,0432
Akaike AIC	-4,312332	-4,628409
Schwarz SC	-4,019542	-4,335619
Mean dependent	0,002698	0,000189
S.D. dependent	0,034511	0,025768
Determinant resid covariance (dof adj.)		3,45E-07
Determinant resid covariance		2,83E-07
Log likelihood		808,4528
Akaike information criterion		-9,005265
Schwarz criterion		-8,383086

---

**Representação do modelo na forma funcional:**

$$\begin{aligned}
 D(\ln FBCF) = & - 0,00546462616583*(\ln FBCF(-1) - 23,8602217845*\ln IEE(-1) + 104,649986731) - \\
 & 0,538645663532*D(\ln FBCF(-1)) - 0,314067471726*D(\ln FBCF(-2)) - 0,047621821077*D(\ln FBCF(-3)) - \\
 & 0,298469170391*D(\ln FBCF(-4)) - 0,202755626462*D(\ln FBCF(-5)) + 0,0306115529746*D(\ln FBCF(-6)) - \\
 & 0,0259194028572*D(\ln FBCF(-7)) + 0,511528233927*D(\ln IEE(-1)) + 0,157848048619*D(\ln IEE(-2)) - \\
 & 0,00443721188012*D(\ln IEE(-3)) - 0,0896886524566*D(\ln IEE(-4)) + 0,252044563758*D(\ln IEE(-5)) + \\
 & 0,0609693610319*D(\ln IEE(-6)) - 0,145948555812*D(\ln IEE(-7)) + 0,00566169831721
 \end{aligned}$$


---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO G – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do VECM

---

### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/24/18 Time: 15:04

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

Lags	LM-Stat	Prob
1	4,931785	0,2944
2	0,520280	0,9715
3	3,600457	0,4628
4	2,826436	0,5873
5	1,767950	0,7783
6	8,195494	0,0847
<b>7</b>	<b>1,821095</b>	<b>0,7686</b>
8	6,332520	0,1757
9	2,823741	0,5877
10	5,171941	0,2701
11	1,980409	0,7394
12	9,392237	0,0520

---

Probs from chi-square with 4 df.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO H – Teste de heterocedasticidade

---

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 04/24/18 Time: 15:04

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
<b>442,0471</b>	<b>405</b>	<b>0,0990</b>

Individual components:

Dependent	R-squared	F(135,36)	Prob.	Chi-sq(135)	Prob.
res1*res1	0,772060	0,903231	0,6691	132,7943	0,5376
res2*res2	0,965218	7,400203	0,0000	166,0175	0,0360
res2*res1	0,889795	2,153067	0,0045	153,0447	0,1372

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.



### ANEXO I – Teste de normalidade

---

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/24/18 Time: 15:05

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

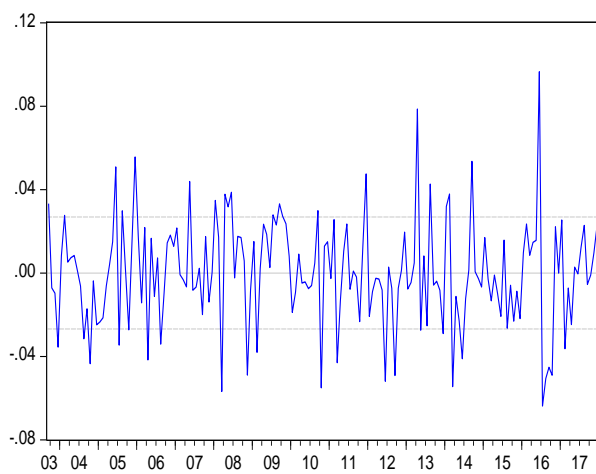
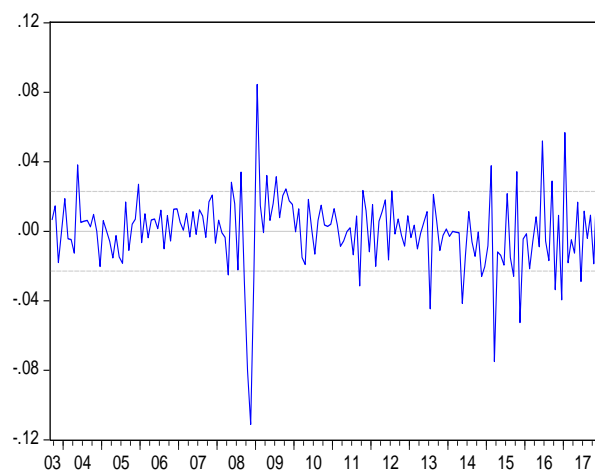
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0,177351	0,901667	1	0,3423
2	-0,853537	20,88441	1	0,0000
<b>Joint</b>		<b>21,78608</b>	<b>2</b>	<b>0,0000</b>

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3,981220	6,900015	1	0,0086
2	7,789454	164,3952	1	0,0000
<b>Joint</b>		<b>171,2952</b>	<b>2</b>	<b>0,0000</b>

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7,801682	2	0,0202
2	185,2796	2	0,0000
<b>Joint</b>	<b>193,0813</b>	<b>4</b>	<b>0,0000</b>

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

**ANEXO J – Resíduos das variáveis (*lnFBCF*) e (*lnIEE*) do VECM****lnFBCF Residuals****lnIEE Residuals**

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## **ANEXOS – Emprego da indústria de transformação**

## ANEXO K – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Null Hypothesis: *lnEMP* has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M08

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 2 (Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1,810436	>=0,50
Test critical values:	1% level	-4,331111	
	5% level	-3,737778	
	10% level	-3,448889	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values (lambda=0,444444).

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: *lnEMP*

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 16:45

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>lnEMP</i> (-1)	0,993946	0,003344	297,2130	0,0000
D( <i>lnEMP</i> (-1))	0,506910	0,072500	6,991867	0,0000
D( <i>lnEMP</i> (-2))	0,273187	0,073021	3,741225	0,0003
C	0,028960	0,015433	1,876554	0,0623
TREND	-1,83E-05	9,26E-06	-1,978927	0,0494
INCPTBREAK	0,001509	0,000930	1,623199	0,1064
BREAKDUM	0,005535	0,002813	1,967212	0,0508
R-squared	0,998647	Mean dependent var		4,650074
Adj. R-squared	0,998600	S.D. dependent var		0,073602
S.E. of regression	0,002754	Akaike info criterion		-8,912521
Sum squared resid	0,001290	Schwarz criterion		-8,786911
Log likelihood	795,7581	Hannan-Quinn criter.		-8,861579
F-statistic	20917,60	Durbin-Watson stat		2,024650
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO L – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

---

Null Hypothesis:  $D(\ln EMP)$  has a unit root  
Trend Specification: Trend and intercept  
Break Specification: Intercept only  
Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M08

Break Selection: : User-specified break

Lag Length: 1 (Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,913922	<0,05
Test critical values:	1% level	-4,331732	
	5% level	-3,736536	
	10% level	-3,448268	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values ( $\lambda=0,441341$ ).

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(\ln EMP)$

Method: Least Squares

Data: 05/04/18 Time: 16:44

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(\ln EMP(-1))$	0,771338	0,058423	13,20270	0,0000
$D(\ln EMP(-1), 2)$	-0,257850	0,073009	-3,531753	0,0005
C	0,001036	0,000527	1,967730	0,0507
TREND	-1,69E-05	9,29E-06	-1,819462	0,0706
INCPTBREAK	0,000888	0,00870	1,020560	0,3089
BREAKDUM	0,005830	0,002827	2,062144	0,0407
R-squared	0,650381	Mean dependent var		0,000287
Adj. R-squared	0,640158	S.D. dependent var		0,004622
S.E. of regression	0,002773	Akaike info criterion		-8,904724
Sum squared resid	0,001315	Schwarz criterion		-8,797058
Log likelihood	794,0681	Hannan-Quinn criter.		-8,861059
F-statistic	63,62069	Durbin-Watson stat		2,009118
Prob(F-statistic)	0,000000			

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO M – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Null Hypothesis: *lnIEE* has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M01

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 2 (Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3,116064	>=0,10
Test critical values:	1% level	-4,338889	
	5% level	-3,722222	
	10% level	-3,441111	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values (lambda=0,405556).

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: *lnIEE*

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 15:58

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<i>lnIEE</i> (-1)	0,941990	0,018616	50,60025	0,0000
D( <i>lnIEE</i> (-1))	0,414746	0,072119	5,750834	0,0000
D( <i>lnIEE</i> (-2))	0,217907	0,076604	2,844577	0,0050
C	0,272963	0,087606	3,115824	0,0022
TREND	-0,000178	6,88E-05	-2,580926	0,0107
INCPTBREAK	0,014793	0,006623	2,233592	0,0268
BREAKDUM	0,085129	0,025725	3,309234	0,0011
R-squared	0,961606	Mean dependent var		4,594354
Adj. R-squared	0,960251	S.D. dependent var		0,110136
S.E. of regression	0,021958	Akaike info criterion		-4,760639
Sum squared resid	0,081965	Schwarz criterion		-4,635028
Log likelihood	428,3165	Hannan-Quinn criter.		-4,709696
F-statistic	709,6336	Durbin-Watson stat		2,055427
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO N – Teste de raiz unitária com quebra estrutural

Null Hypothesis:  $D(\ln IEE)$  has a unit root  
 Trend Specification: Trend and intercept  
 Break Specification: Intercept only  
 Break Type: Innovational outlier

Break Data: 2009M01

Break Selection: User-specified break

Lag Length: 1 (Automatic – based on Schwarz information criterion, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,541462	<0,01
Test critical values:	1% level	-4,339553	
	5% level	-3,720894	
	10% level	-3,440447	

\*Perron (1989, 1993) asymptotic one-sided p-values ( $\lambda=0,402235$ ).

### Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable:  $D(\ln IEE)$

Method: Least Squares

Data: 05/14/18 Time: 16:37

Sample (adjusted): 2003M04 2017M12

Included observations: 177 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(\ln IEE(-1))$	0,599053	0,088286	6,785363	0,0000
$D(\ln IEE(-1), 2)$	-0,182116	0,077643	-2,345544	0,0201
C	0,000185	0,003492	0,053096	0,9577
TREND	-8,44E-05	6,35E-05	-1,329392	0,1855
INCPTBREAK	0,011344	0,006694	1,694684	0,0920
BREAKDUM	0,098555	0,025999	3,790660	0,0002
R-squared	0,269831	Mean dependent var		8,89E-05
Adj. R-squared	0,248481	S.D. dependent var		0,025966
S.E. of regression	0,022510	Akaike info criterion		-4,716393
Sum squared resid	0,086647	Schwarz criterion		-4,608727
Log likelihood	423,4008	Hannan-Quinn criter.		-4,672728
F-statistic	12,63847	Durbin-Watson stat		2,059659
Prob(F-statistic)	0,000000			

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO O – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VAR

---

### VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/25/18 Time: 00:37

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 178

Lags	LM-Stat	Prob
1	10,04943	0,0396
<b>2</b>	<b>6,765106</b>	<b>0,1488</b>
3	2,648011	0,6183
4	9,840252	0,0432
5	3,861370	0,4251
6	1,149955	0,8863
7	6,668020	0,1545
8	7,518293	0,1109
9	1,793969	0,7736
10	6,363874	0,1736
11	0,670649	0,9549
12	8,252404	0,0828

---

Probs from chi-square with 4 df.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.



### ANEXO P – Estimação do VECM

---

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/25/18 Time: 00:42

Sample (adjusted): 2003M09 2017M12

Included observations: 172 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
<i>lnEMP</i> (-1)	1,000000	
<i>lnIEE</i> (-1)	-3,204253 (0,59462) [-5,38871]	
C	10,07092	
Error Correction:	D( <i>lnFBCF</i> )	D( <i>lnIEE</i> )
CointEq1	-0,007420 (0,00164) [-4,51642]	0,004198 (0,01637) [ 0,25644]
D( <i>lnEMP</i> (-1))	0,142933 (0,08034) [ 1,77912]	0,827365 (0,80039) [ 1,03370]
D( <i>lnEMP</i> (-2))	0,093219 (0,08081) [ 1,15357]	-0,095870 (0,80507) [-0,11908]
D( <i>lnEMP</i> (-3))	0,089521 (0,08120) [ 1,10243]	-0,082651 (0,80900) [-0,10216]
D( <i>lnEMP</i> (-4))	0,097598 (0,07971) [ 1,22440]	-0,608131 (0,79413) [-0,76578]
D( <i>lnEMP</i> (-5))	0,014022 (0,07936) [ 0,17669]	-0,917168 (0,79067) [-1,15999]
D( <i>lnEMP</i> (-6))	0,028822 (0,07841) [ 0,36758]	-0,159009 (0,78116) [-0,20356]
D( <i>lnEMP</i> (-7))	-0,221391 (0,07690) [-2,87894]	0,344647 (0,76613) [ 0,44985]
D( <i>lnIEE</i> (-1))	0,022614 (0,00925) [ 2,44568]	0,359107 (0,09212) [ 3,89821]

---

$D(\ln IEE(-2))$	0,017035 (0,00964) [ 1,76705]	0,070510 (0,09604) [ 0,73416]
$D(\ln IEE(-3))$	-0,008529 (0,00953) [-0,89518]	0,008541 (0,09492) [ 0,08998]
$D(\ln IEE(-4))$	0,006976 (0,00933) [ 0,74786]	-0,183968 (0,09293) [-1,97957]
$D(\ln IEE(-5))$	-0,002803 (0,00936) [-0,29963]	0,033550 (0,09321) [ 0,35996]
$D(\ln IEE(-6))$	-0,007741 (0,00897) [-0,86335]	0,040451 (0,08932) [ 0,45287]
$D(\ln IEE(-7))$	-0,000732 (0,00829) [-0,08828]	0,090130 (0,08261) [ 1,09098]
C	0,000237 (0,00018) [ 1,29754]	0,000176 (0,00182) [ 0,09643]
R-squared	0,771281	0,255611
Adj. R-squared	0,749289	0,184035
Sum sq. resids	0,000852	0,084520
S.E. equation	0,002336	0,023276
F-statistic	35,07059	3,571190
Log likelihood	806,5139	411,1132
Akaike AIC	-9,192022	-4,594340
Schwarz SC	-8,899232	-4,301549
Mean dependent	0,000319	0,000189
S.D. dependent	0,004666	0,025768
Determinant resid covariance (dof adj.)		2,73E-09
Determinant resid covariance		2,24E-09
Log likelihood		1224,600
Akaike information criterion		-13,84418
Schwarz criterion		-13,22200

---

**Representação do modelo na forma funcional:**

$$\begin{aligned}
 D(\ln EMP) = & - 0,00742044846066*(\ln EMP(-1) - 3,20425261772*\ln IEE(-1) + 10,0709176878) + \\
 & 0,14293275164*D(\ln EMP(-1)) + 0,0932187323964*D(\ln EMP(-2)) + 0,0895206465696*D(\ln EMP(-3)) + \\
 & 0,0975975941416*D(\ln EMP(-4)) + 0,0140223841122*D(\ln EMP(-5)) + 0,0288215308299*D(\ln EMP(-6)) - \\
 & 0,221391454309*D(\ln EMP(-7)) + 0,0226143384316*D(\ln IEE(-1)) + 0,0170347320409*D(\ln IEE(-2)) - \\
 & 0,0085285038475*D(\ln IEE(-3)) + 0,00697621803727*D(\ln IEE(-4)) - 0,0028031787611*D(\ln IEE(-5)) - \\
 & 0,00774061509614*D(\ln IEE(-6)) - 0,000732094807191*D(\ln IEE(-7)) + 0,000237134701534
 \end{aligned}$$


---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO Q – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do VECM

---

### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 04/25/18 Time: 00:45

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

Lags	LM-Stat	Prob
1	5,248683	0,2627
2	3,749696	0,4409
3	6,226947	0,1828
4	1,490159	0,8284
5	3,154465	0,5323
6	0,543488	0,9691
<b>7</b>	<b>3,084505</b>	<b>0,5438</b>
8	4,735217	0,3156
9	2,434303	0,6564
10	2,003984	0,7350
11	4,436356	0,3502
12	3,870692	0,4238

---

Probs from chi-square with 4 df.

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO R – Teste de heterocedasticidade

---

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 04/25/18 Time: 00:45

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

Joint test:

Chi-sq	Df	Prob.
<b>443,7187</b>	<b>405</b>	<b>0,0897</b>

Individual components:

Dependent	R-squared	F(135,36)	Prob.	Chi-sq(135)	Prob.
res1*res1	0,850768	1,520265	0,0724	146,3322	0,2384
res2*res2	0,947960	4,857625	0,0000	163,0492	0,0504
res2*res1	0,889368	2,143734	0,0047	152,9714	0,1381

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

## ANEXO S – Teste de normalidade

---

### VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 04/25/18 Time: 00:46

Sample: 2003M01 2017M12

Included observations: 172

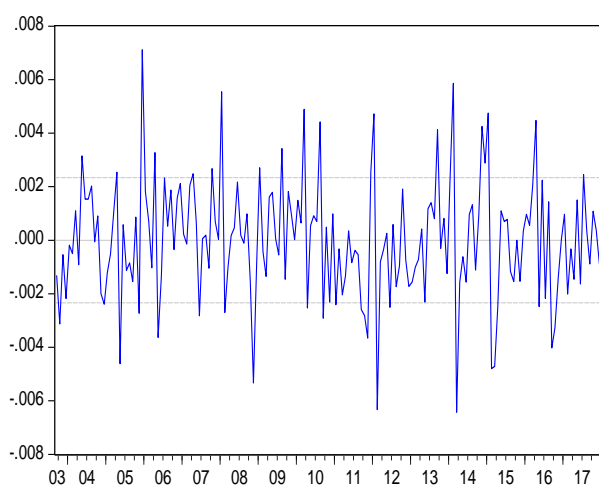
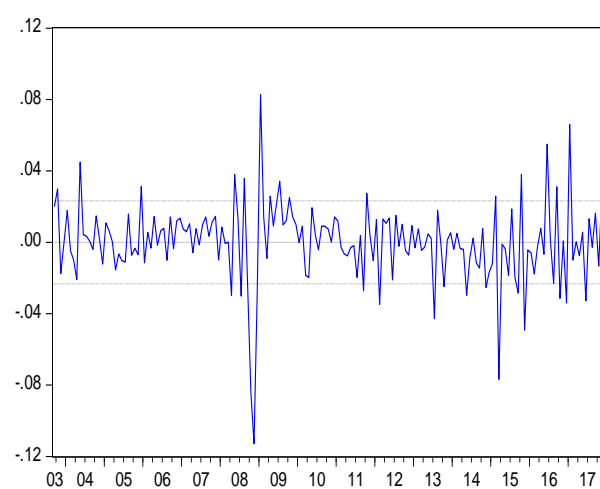
Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0,108509	0,337528	1	0,5613
2	-0,543841	8,478534	1	0,0036
<b>Joint</b>		<b>8,816062</b>	<b>2</b>	<b>0,0122</b>

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3,774979	4,304244	1	0,0380
2	6,922134	110,2458	1	0,0000
<b>Joint</b>		<b>114,5501</b>	<b>2</b>	<b>0,0000</b>

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4,641772	2	0,0982
2	118,7244	2	0,0000
<b>Joint</b>	<b>123,3661</b>	<b>4</b>	<b>0,0000</b>

---

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

**ANEXO T – Resíduos das variáveis (*lnEMP*) e (*lnIEE*) do VECM****lnEMP Residuals****lnIEE Residuals**

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.