



Recebimento: 12/8/2019

Aceite: 28/9/2019

INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UM ESTUDO DAS EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS E DO INVESTIMENTO (2003-2017)

BRAZILIAN TRANSFORMATION INDUSTRY: A STUDY OF ENTREPRENEURS' AND INVESTMENT EXPECTATIONS (2003-2017)

Laudelina Alves Ribeiro¹
Cristiano Stamm²

Resumo

O presente estudo teve o objetivo de analisar a influência da expectativa dos empresários da indústria de transformação brasileira sobre o investimento privado. A análise compreendeu o período mensal de 2003 a 2017. O método econométrico estimado para verificar os resultados foi o Modelo Vector de Correção de Erros. Os resultados sugerem que a expectativa dos empresários da indústria de transformação influenciou as decisões de investimento privado desse setor. Um aumento da confiança dos empresários está associado a um cenário econômico estável, proporcionando aos mesmos o crescimento de sua expectativa sobre os seus negócios futuros e a economia do país, consecutivamente aumentando o investimento privado, que podem ampliar não só a atividade desse setor, mas também das demais atividades econômicas.

Palavras-chave: Expectativas dos empresários industriais. Investimento privado industrial. Indústria de transformação brasileira. Modelo Vetor de Correção de Erros.

Abstract

The present study aimed to analyze the influence of the expectations of the Brazilian transformation industry on private investment. The analysis comprised the monthly period from 2003 to 2017. The Vector Error Correction Model was used to analyze the data. The results suggest an influence on the entrepreneurs' expectations and investment decisions during this period. An increased confidence in profits is associated with a stable economy scenario, providing a growing in businessmen expectation about opportunities and the country's economy, consecutively, increasing private investment, as well as other economic activities.

Keywords: Expectations of industrial entrepreneurs. Private industrial investment. Brazilian transformation industry. Vector Error Correction Model.

¹Mestranda em economia pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), e-mail: laudelinaribeiro@outlook.com.

²Doutor em planejamento urbano e regional (UFRGS) – Professor adjunto do mestrado em economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (Unioeste), e-mail: stamm_br@yahoo.com.br.

Introdução

As hipóteses e expectativas dos agentes econômicos são formuladas a partir das informações disponibilizadas no cenário econômico atual, que conseqüentemente irá influenciar as decisões dos agentes econômicos em relação aos seus investimentos e negócios futuros. O estudo da Hipótese das Expectativas Racionais (HER) não é novo. A HER foi vinculada à macroeconomia após o ano de 1960, inferindo a racionalidade dos agentes.

Para Montes e Machado (2014), 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 Herscovici (2015), os primeiros fundamentos da compreensão da racionalidade individual ocorrem por meio da hipótese da ergodicidade, pois a maximização dos agentes ocorre pela função lucro e utilidade devido conhecerem as práticas do mercado de preço e quantidade, seguindo a formação racional de suas expectativas, posto que as probabilidades subjetivas apresentam o mesmo valor das probabilidades objetivas, assim não exibindo em média os erros de previsão.

A análise das expectativas racionais compreende informações econômicas importantes: além da análise do *marketclearing*, que consiste no ajustamento contínuo dos preços dos mercados, tem-se também o estudo das projeções dos agentes econômicos. Sendo assim, as informações disponibilizadas no ambiente econômico, mesmo que escassas, são essenciais para os agentes econômicos, pois é por meio delas que os mesmos (empresas/indivíduos) formam suas hipóteses e expectativas. A análise consiste em um conjunto de variáveis endógenas, com os erros não correlacionados juntamente com a hipótese da ergodicidade.

Considerando a ligação existente que o cenário econômico e o setor empresarial têm juntamente com a formação da expectativa dos empresários, a questão pesquisa é: qual é a influência da expectativa dos empresários das indústrias de transformação sobre o investimento privado desse setor?

Este estudo justifica-se pelo fato de haver poucos trabalhos empíricos na literatura, inclusive com exemplos nacionais, que associam as expectativas dos empresários da indústria de transformação com o ambiente econômico e sua influência sobre o desempenho do investimento industrial privado do país. De acordo com Brito e Garrote (2015), a indústria tem 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, essas economias de escala inseridas na indústria beneficiam a lucratividade dos demais setores. Jacinto e Ribeiro (2015) ressaltam a importância de um país ter 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.

Sonaglio, Braga e Campos (2010) 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 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 (LUPORINI; ALVES, 2010). Corroborando, 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).

Este estudo terá mais três seções, além da introdução. Na segunda seção, localizam-se os procedimentos metodológicos. A terceira seção apresenta os resultados e discussões, seguido das considerações finais na quinta seção.

Procedimento metodológico

O período analisado foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2017, com a base de dados mensal, tendo um total de 180 observações. Foi utilizado um conjunto de séries temporais a partir da estimação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), em conjunto com o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM).

A escolha dessa metodologia se deu em razão da sua vasta utilização na previsão de modelos econômicos. O Software Eviews 9.5, versão do estudante, foi utilizado para a estimação e execução dos testes empíricos. As variáveis escolhidas são o Índice de Expectativas do Empresário Industrial (IEE) e a Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), tendo como fonte de dados o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) – FGV Dados – e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), respectivamente. A variável FBCF foi utilizada como uma *proxy* do investimento das indústrias de transformação, devido não ter um indicador mensal que mensure especificamente o investimento desse setor.

Teoria econométrica e modelo proposto

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.

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

O vetor autorregressivo (VAR) é um modelo multivariado, que possibilita a utilização de modelos econômicos completos e a estimação de seus parâmetros. 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”.

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.

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 defasagens do modelo VAR. A versão multivariada dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) é uma versão univariada generalizada, sendo:

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (1)$$

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

$$HQ(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (3)$$

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, $T \geq 16$:

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad (4)$$

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).

A análise de cointegração entre as séries pelo teste de Johansen sugere definir o posto da matriz Φ , estimando os vetores de cointegração inclusos na matriz β , 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 α e β . Em razão disso, Johansen propôs uma normalização dos vetores de cointegração, restringindo as possibilidades que podem ser atribuídas a essas matrizes (BUENO, 2012).

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.

O Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) é um modelo mais completo do VAR. Ao apresentar variáveis não estacionárias devido às variáveis diferenciadas, o VAR omite variáveis relevantes, o VECM corrige esse problema. A escolha da ordem p de defasagem do modelo se dá por meio da não autocorrelação dos resíduos do modelo ou por meio do critério de Schwarz (BUENO, 2012).

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). 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.

No modelo econométrico proposto, todas as variáveis foram logaritmizadas e dessazonalizadas pelo método Census X12. A logaritmização é um fator bastante disseminado nos estudos aplicados, mensurados por meio da elasticidade em modelos log-log. (GUJARATI; PORTER, 2011). Para Bueno (2012), o alisamento e a dessazonalização busca exibir uma análise mais precisa da tendência que segue a variável, eliminando elementos que provocam na variável perturbações não sistemáticas.

A metodologia do VAR utiliza os dados em séries temporais, sendo todas as variáveis endógenas e os erros distribuídos de forma aleatória, logo esse conceito vai de encontro com os pressupostos das expectativas racionais. A equação estimada teve como base o estudo de Montes e Machado (2014), que analisaram os efeitos da credibilidade monetária e fiscal e de outras variáveis expectativas sobre o ambiente macroeconômico acerca das expectativas dos empresários industriais, e a influência dessas expectativas em relação ao investimento agregado e ao emprego.

As variáveis Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF) e Índice de Expectativas do Empresário das Indústrias de Transformação (IEE) foram utilizados conforme a equação (5), em logaritmo:

$$\ln FBCF = \alpha_1 + \alpha_2 \ln IEE + \varepsilon \quad (5)$$

Sendo:

ln: logaritmo natural; e,

ε : o termo de erro.

As relações esperadas são dadas pelas derivadas parciais a seguir, sendo as hipóteses testadas:

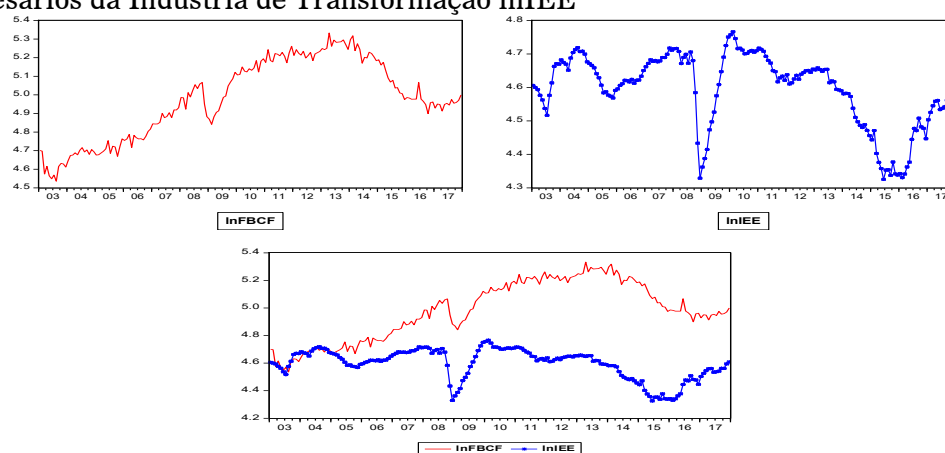
$$\frac{\partial \ln FBCF}{\partial \ln IEE} > 0;$$

Acerca da equação (5), ao analisar a variável independente sobre a variável dependente supõe-se que um aumento do índice de expectativas dos empresários indústrias $\ln\text{IEE}$ aumente a confiança dos mesmos em relação à economia do país e de seus negócios, resultando em maiores investimentos nas indústrias. Espera-se que a variável $\ln\text{IEE}$ influencie positivamente a variável $\ln\text{FBCF}$.

Resultados e discussões

As variáveis $\ln\text{FBCF}$ e $\ln\text{IEE}$ 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 $\ln\text{FBCF}$ e $\ln\text{IEE}$ apresentaram queda acentuada nesse período (Figura 1).

Figura 1: Variáveis Formação Bruta de Capital Fixo $\ln\text{FBCF}$ e Índice de Expectativas do Empresários da Indústria de Transformação $\ln\text{IEE}$



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Nota: Todas as variáveis foram logaritmizadas e dessazonalizadas.

Curado (2011) discute 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. A hipótese nula do teste de ADF é a não estacionariedade da série, com a presença de raiz unitária.

A Tabela 1 mostra os testes de ADF e KPSS realizados com constante e tendência, com 1%, 5% e 10% de significância. Verifica-se que as variáveis $\ln\text{FBCF}$ e $\ln\text{IEE}$ 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.

Já no teste de KPSS, também na Tabela 1, a hipótese nula do teste consiste na estacionariedade da série, sendo esta diferente da hipótese nula do teste ADF.

Tabela 1: Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença

Variável		Defasagens	Estatística t	Valores críticos		
				1%	5%	10%
ADF	lnFBCF	3	-1,155817	-4,011044	-3,435560	-3,141820
	lnIEE	1	-2,883716	-4,010440	-3,435269	-3,141649
	D1.lnFBCF	2	-6,585994	-4,011044	-3,435560	-3,141820
	D1.lnIEE	0	-8,431525	-4,010440	-3,435269	-3,141649
KPSS	lnFBCF	10	0,366319	0,216000	0,146000	0,119000
	lnIEE	10	0,154330	0,216000	0,146000	0,119000
	D1.lnFBCF	10	0,110830	0,216000	0,146000	0,119000
	D1.lnIEE	4	0,053022	0,216000	0,146000	0,119000

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Todos os testes foram realizados com constante e tendência. O critério de Schwarz foi utilizado para a definição das defasagens no teste de ADF. O critério de BartlettKernel foi utilizado para a definição das defasagens no teste KPSS.

O teste KPSS também foi realizado com constante e tendência, com 1%, 5% e 10% de significância, e a variável lnFBCF rejeitou a hipótese nula em nível $I(0)$, assim apresentando a não estacionariedade da série. Já a variável lnIEE 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 lnFBCF e lnIEE não rejeitaram a hipótese nula, mas 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 Figura 1, as variáveis lnFBCF e lnIEE indicam a presença de quebra estrutural, ocorrida em fevereiro de 2009 para a variável lnFBCF e em dezembro de 2008 para a variável lnIEE. 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. Ademais, o resultado do Eviews mostra a data da quebra para o começo de um novo regime da série.

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 na Figura 1. A data do novo regime após a quebra estrutural para a variável lnFBCF deu-se em março de 2009, e, para a variável lnIEE, em janeiro de 2009.

A Tabela 2, a seguir, contém os resultados da estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural para as variáveis lnFBCF e lnIEE.

Tabela 2: Teste de raiz unitária com quebra estrutural: em nível e em primeira diferença

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

Fonte: Elaboração própria.

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.

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 o início do novo regime, após 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 $I(1)$.

A seguir, foi realizado o teste de cointegração de Johansen, com a finalidade de verificar a existência de cointegração entre as variáveis (Tabela 3).

Tabela 3: 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
3	29,91039	4,03e-07	-9,049663	-8,793471*	-8,945719*
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.

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).

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. Após a escolha da defasagem, realizou-se o teste de autocorrelação LM (Multiplicador de Lagrange) para verificar se os resíduos da defasagem escolhida tinham autocorrelação. 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 (Tabela 4).

Tabela 4: Teste de cointegração de Johansen

H_0	H_1	Estatística	Valor crítico 5%	Prob.
Teste do traço				
$r = 0$	$r \geq 0$	28,69524	15,49471	0,0003
$r \leq 1$	$r \geq 1$	3,725915	3,841466	0,0536
Teste do máximo autovalor				
$r = 0$	$r = 0$	24,96932	14,26460	0,0007
$r \leq 1$	$r = 1$	3,725915	3,841466	0,0536

Fonte: Elaboração própria.

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

Os resultados da Tabela 4 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.

Como os resíduos do VECM apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade com a utilização de três defasagens, de acordo com o critério escolhido anteriormente, vide Tabela 3, e com 4, 5 e 6 defasagens apresentaram 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 5.

Tabela 5: Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o modelo VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o modelo VECM
lnFBCF	-0,005465 (0,00126) [-4,32205]	1,000000
lnIEE	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 estatísticas 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 5 representam a estatística t ; a partir do teste t , verifica-se que a hipótese nula da variável explicativa lnIEE do modelo de longo prazo normalizado para o VECM foi rejeitada, devido ao resultado do teste situar-se na região crítica, sendo estatisticamente significativa a 5%. O resultado do ajustamento que as variações precisam realizar no curto prazo para alcançar o equilíbrio de longo prazo é dada pelo coeficiente α -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 8, em logaritmo, visto que a análise é feita com o sinal invertido³:

$$\ln FBCF = -104,65 + 23,86 \ln IEE \quad (8)$$

A variável explicativa apresentou o resultado esperado. O sinal positivo da variável lnIEE indica que um aumento da expectativa dos empresários das indústrias de transformação brasileiras influencia positivamente na Formação Bruta de Capital Fixo de suas indústrias. Sendo assim, um acréscimo de 1% do índice da expectativa dos empresários da indústria de transformação eleva os investimentos industriais desse setor em 23,86%. Observa-se que as expectativas dos empresários industriais influenciam os investimentos industriais, como debatido nos estudos de Hofmann (2012), Oreiro (2012) e Montes e Machado (2014). As decisões dos empresários são provenientes 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, consequentemente, 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, 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 lnIEE e lnFBCF vai de encontro com a literatura estudada, mostrando a influência do

³ Devido a todas as variáveis permanecerem no mesmo lado, a análise das estimativas dos coeficientes na equação de cointegração normalizada deve ser realizada com o sinal invertido (MARGARIDO, 2004).

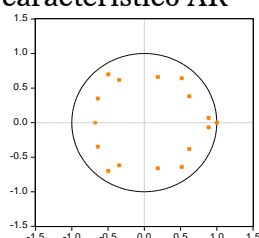
ambiente econômico através da expectativa dos empresários industriais sobre as decisões de investimento nas indústrias.

A fim de dar mais robustez aos dados, realizaram-se os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos. 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 apresenta indisponibilidade de ampliação da amostra, optou-se por desconsiderar os resultados deste teste, tendo cautela na interpretação dos resultados.

Por fim, a Figura 2, a seguir, expõe os resultados do teste de estabilidade do modelo.

Figura 2: Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM

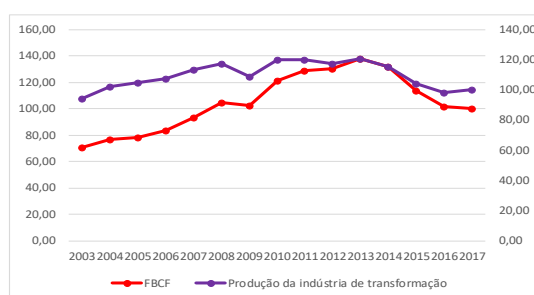


Fonte: Elaboração própria.

A Figura 2 exibe as raízes inversas do polinômio característico AR 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 de transformação brasileira, elaborou-se o Gráfico 1.

Gráfico 1: 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).

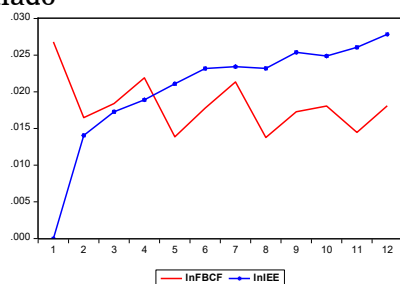
O Gráfico 1 compara os dados da FBCF e da produção da indústria de transformação entre os anos de 2003 a 2017. Optou-se por padronizar o índice das variáveis Formação Bruta de Capital Fixo (índice 1995=100) e da produção da indústria de transformação (índice 2012=100), para (índice 2017=100). Os resultados evidenciam 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, conseqüentemente, contribuirão com os demais setores da economia e com as flutuações agregadas.

A função resposta ao impulso gerada pelo VECM por meio da decomposição de *Cholesky* teve como intuito analisar a trajetória da variável lnFBCF em relação ao choque gerado na variável lnIEE. O gráfico na Figura 3 mostra o horizonte observado no período de 12 meses. Para complementar a análise da função resposta ao impulso, a Figura 4 mostra o gráfico do impulso acumulado da variável lnIEE sobre a variável lnFBCF.

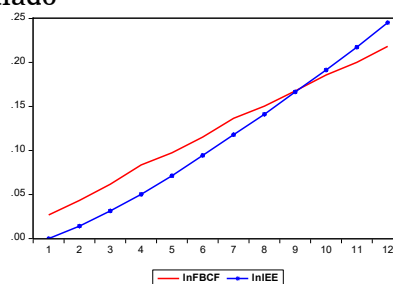
A partir da Figura 3, percebe-se a influência da lnIEE sobre o lnFBCF. A relação existente entre ambas as variáveis é diretamente proporcional, visto que um choque positivo na expectativa dos empresários da indústria de transformação ocasiona um aumento dos investimentos industriais no período analisado. Sendo assim, um choque na variável lnIEE gera um aumento da variável lnFBCF até sua dissipação, alcançando seu máximo no período de 12 meses.

Figura 3: Função de resposta da variável lnFBCF ao impulso da variável lnIEE, não acumulado



Fonte: Elaboração própria.

Figura 4: Função de resposta da variável lnFBCF ao impulso da variável lnIEE, acumulado



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 4 demonstra o impulso acumulado, realçando o resultado do choque sobre a variável dependente mostrado na Figura 3. Ocorre um aumento da variável lnIEE no decorrer dos 12 meses, alcançando seu pico máximo no final do período, assim apontando que a expectativa dos empresários industriais tem uma influência sobre os investimentos industriais no longo prazo.

A análise da decomposição da variância é outro meio que pode ser utilizado para examinar os determinantes da variável lnFBCF, por meio da decomposição de *Cholesky*, conforme Tabela 7.

Tabela 6: Decomposição da variância da variável lnFBCF

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

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 6 consistem na análise do período de 12 meses e corroboram os resultados obtidos nas Figuras 3 e 4 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, verifica-se que a variável lnIEE

explica respectivamente em 57,76% a variável $\ln FBCF$, dado que 42,24% de sua variância é explicado 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 evidenciando a influência significativa da variável $\ln IEE$ sobre a variável $\ln FBCF$. Estudos como os dos autores Simonassi, Arraes e Oliveira (2013), Montes e Machado (2014) e Montes e Almeida (2016) destacam a forte influência da expectativa dos empresários industriais sobre o investimento industrial.

Conclusão

O presente estudo possibilitou a análise da expectativa dos empresários das indústrias de transformação brasileira e sua influência sobre o investimento industrial privado.

Os resultados encontrados na estimação do investimento privado das indústrias de transformação corroboram a literatura, indicando que um aumento dos investimentos industriais privados está associado ao aumento da expectativa dos empresários industriais. Um cenário macroeconômico estável possibilita aos empresários menor incerteza acerca da economia, resultando em melhores expectativas em relação ao cenário econômico que refletirão nas decisões de investimento dos empresários.

Os demais fatores de desenvolvimento das indústrias presentes na economia também são importantes para o desenvolvimento da atividade industrial, dado que a disponibilidade por parte do governo de recursos financeiros e uma boa política industrial promoverão 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 objetivo do índice de expectativas do empresário da indústria de transformação do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da FGV Dados é cumprido, pois, quando há um índice otimista, os investimentos da indústria de transformação aumentam.

Um cenário econômico estável é importante para a tomada de decisão dos empresários industriais e para o crescimento das indústrias, influenciando diversos elementos industriais, entre eles, o investimento, a produção, o emprego e a renda. Por fim, este estudo exibiu a importância da expectativa dos empresários da indústria de transformação brasileira sobre o investimento privado desse setor, em razão de serem elementos essenciais para a expansão das indústrias.

Referências

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

BRITO, E. C.; GARROTE, A. J. S. 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, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012. 325 p.

CURADO, M. 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.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4th ed. United States of America: Wiley, 2015.

EViews (ECONOMETRIC VIEWS). **Eviews 9 User's Guide II**. Irvine: IHS Global Inc, 2016. 1104 p.

GONZALO, J. 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.

- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5ed. Porto Alegre:AMGH, 2011.
- HERSCOVICI, A. 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, R. M. 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://portalibre.fgv.br/>>. Acesso em: 24 abr. 2018.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **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 abril 2018.
- 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 abril 2018.
- JACINTO, P. A.; RIBEIRO, E. P. 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.
- LUPORINI, V.; ALVES, J. Investimento privado: uma análise empírica para o Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 19, n. 3, p. 449-475, dez. 2010.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323 p.
- MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agricultura São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.
- MONTES, G. C.; ALMEIDA, A. F. G. 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, G. C.; FEIJÓ, C. A. 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, G. C.; MACHADO, C. C. 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. 2014.
- MUSSOLINI, C. C.; TELES, V. K. Infraestrutura e produtividade no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 645-662, out./dez. 2010.
- OREIRO, J. L. C. Novo-desenvolvimentismo, crescimento econômico e regimes de política macroeconômica. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 26, n. 75, p. 29-40, ago. 2012.

OREIRO, J. L. C.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J. C.; ONO, F. H. 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.

SILVA, R. J.; RODRIGUES, R. L.; FERREIRA, C. R. Determinantes do investimento agregado no Brasil no período 1995-2013. **Economia&Região**, Londrina, v. 3, n. 1, p. 39-56, jan./jul. 2015.

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; OLIVEIRA, D. X. A. 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.

SONAGLIO, C. M.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. 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.



Esta obra está licenciada com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.