

INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DAS EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS E DO EMPREGO (2003-2017)

Laudelina Alves Ribeiro¹
Cristiano Stamm²

RESUMO: O presente estudo tem a finalidade de analisar a influência da expectativa dos empresários da indústria de transformação brasileira sobre o emprego da mesma. 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, a expectativa dos empresários da indústria de transformação influenciou as decisões relacionadas com o emprego desse setor. 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 dos empregos industriais, que podem impulsionar o crescimento da atividade do setor industrial e das demais atividades econômicas do país.

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

BRAZILIAN MANUFACTURING INDUSTRY: AN ANALYSIS OF THE EXPECTATIONS OF ENTREPRENEURS AND EMPLOYMENT (2003-2017)

ABSTRACT: We aimed to analyze the influence of the entrepreneur's expectation of the Brazilian manufacturing industry on the employment of the same. The period evaluated in the study ranges from 2003 to 2017, including the monthly database. To evaluate the results, the econometric method used was estimated by the Vector Error Correction Model (VECM). The results indicate that the expectations of manufacturing industry entrepreneurs influenced the decisions related to the employment of this sector. In this way, a stable economic scenario provides an increase in the confidence of industrial entrepreneurs, raising their expectations regarding their future business and country economy. The positive expectations provide an increase in the industrial jobs, boosting the industrial activity, as well as other economic activities.

Keywords: Expectations of industrial entrepreneurs; Industrial employment; Brazilian transformation industry; Vector Error Correction Model.

¹Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Regional e Agronegócio (PPGDRA) e mestre em Economia (PPGE) pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná - Campus de Toledo (UNIOESTE). Bolsista da CAPES.

²Doutor em planejamento urbano e regional (UFRGS) e Professor adjunto do mestrado em economia da Universidade Estadual do Oeste do Paraná (UNIOESTE) - Campus de Toledo.

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 afetados 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.

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, sendo isso 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 da expectativa dos empresários, em virtude da racionalidade dos agentes, o problema de pesquisa que norteia este estudo é: Qual é a influência da expectativa dos empresários das indústrias de transformação sobre o emprego desse setor?

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). Desse modo, o objetivo deste estudo é analisar a influência da expectativa dos empresários das indústrias de transformação sobre o emprego dessa indústria, no período de 2003 a 2017.

Por fim, este trabalho terá mais quatro seções, além da introdução. Na segunda seção encontram-se o estudo das expectativas racionais e os aspectos do emprego industrial. Na terceira seção localizam-se o método, a teoria econométrica e modelo

proposto. A quarta seção aborda os resultados e discussões da pesquisa, e a seguir apresentam-se as considerações finais.

2. 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 de Friedman, 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 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 à expectativa adaptativa foram feitas por Muth (1961), desenvolvendo a Hipótese da Expectativa Racional (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 Hipótese das Expectativas Racionais; 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 Hipótese das Expectativas Racionais de Muth tem como base três conceitos: a informação é escassa, e em razão disso o sistema econômico não a desperdiça; a formação das expectativas depende exclusivamente da estrutura relevante do sistema que caracteriza a economia; e uma “previsão pública” no sentido de Grunberg e Modigliani (1954)^{3,4} 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.

De acordo com Ferreira (2014), as previsões realizadas por agentes não terão diferença daquelas realizadas pelos modelos econômicos relevantes. Por isso, Muth 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. 1⁵ 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 ergodicidade⁶ se obtém os primeiros fundamentos para a compreensão da racionalidade individual,

³ 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.

⁴ 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.

⁵ SARGENT, Thomas J. Rational expectations. In: DURLAUF, Steven N.; BLUME, Lawrence E. **The New Palgrave Dictionary of Economics**. 2nd ed. London: Palgrave Macmillan UK, 2008.

⁶ 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).

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.

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. 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. ASPECTOS DO EMPREGO 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).

As variáveis emprego, salário e preço 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. Outro elemento que pode impactar os salários são as variáveis abrangentes, e dentre

elas destaca-se o seguro desemprego. Dada uma taxa de desemprego, o aumento do seguro desemprego, conseqüentemente, aumentará o salário.

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). Conseqüentemente, 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.

Observa-se que o emprego 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. Com relação ao emprego e ao salário, verifica-se que estes 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 são essenciais para a produtividade e influencia diretamente o setor.

3. MÉTODO

O período compreendido foi de janeiro de 2003 a dezembro de 2017 com dados mensais (totalizando 180 observações); a escolha desse período deu-se pela disponibilidade da variável expectativa do empresário industrial e, principalmente, do variável emprego da indústria de transformação que teve sua série iniciada em janeiro de 2003. Conforme apresentado na literatura, essas variáveis são importantes na composição do modelo econométrico proposto, e em virtude disso optou-se por padronizar a estimação 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, além disso as variáveis são endógenas e os erros distribuídos de forma aleatória. Foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (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 das variáveis serem não estacionárias em nível. Para estimar a cointegração utilizou-se o teste de Johansen ao invés do teste de Engle-Granger⁷, em virtude do primeiro teste ser mais robusto.⁸ O modelo ajustado foi averiguado a partir do VECM, seguido do teste de estabilidade e dos resultados da

⁷ 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.

⁸ Segundo Enders (2015), um dos defeitos do teste de Engle-Granger é o seu estimador possuir duas etapas. Primeiro é gerado 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, 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.

função resposta ao impulso e 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 1.

Quadro 1 – Descrição das variáveis que compõem os modelos econométricos

Variável	Descrição	Fonte dos dados
Índice de Expectativas do Empresário da Indústria de Transformação (IEE)	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
Emprego da Indústria de Transformação (EMP)	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 a pesquisa no mês $t-1$. A obtenção do índice de base fixa da variável no mês de referência t , foi realizado através da média ponderada dos indicadores dos setores que compõem o resultado nacional.	Confederação Nacional da Indústria (CNI)

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

O Quadro 1 apresenta as duas variáveis que foram utilizadas no modelo econométrico, a descrição de cada uma delas e a fonte dos dados. As variáveis foram extraídas do banco de dados da FGVDados e da CNI.

3.1. 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.

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, 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. 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”.

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

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

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

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

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 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 (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 (DV) 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. 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 β_2 mede a elasticidade de Y sobre X . Ou seja, a variação percentual de Y responde a uma dada variação percentual (pequena) em X .

Além de serem logaritmizadas, as variáveis também foram dessazonalizadas pelo método 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.

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.

A equação estimada foi embasada em Montes e Machado (2014), que observaram em seu estudo os efeitos da credibilidade monetária e fiscal e de outras variáveis expectativas acerca do ambiente macroeconômico em relação às expectativas dos empresários industriais, e a influência dessas expectativas sobre o investimento agregado e o emprego.

As variáveis emprego da indústria de transformação (*EMP*) e índice de expectativas do empresário das indústrias de transformação (*IEE*) foram utilizadas de acordo com a equação (5), em logaritmo:

$$\ln EMP = \theta_1 + \theta_2 \ln IEE + \epsilon \quad (5)$$

Sendo:

ln: logaritmo natural;

ϵ : o termo de erro.

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

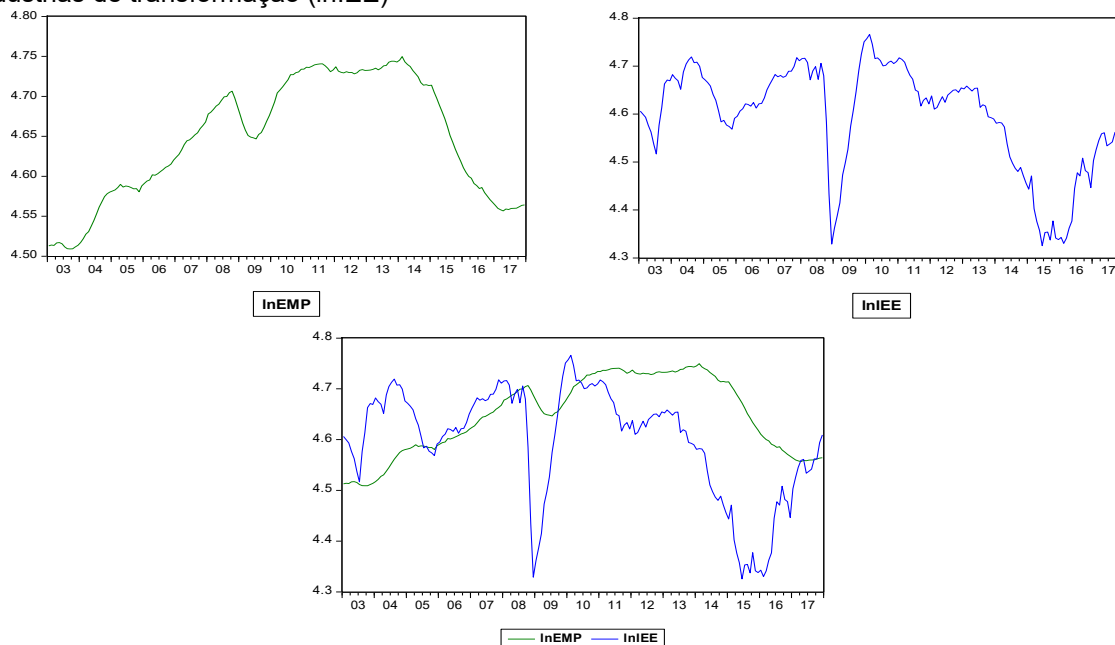
$$\frac{\partial \ln EMP}{\partial \ln IEE} > 0$$

A respeito da equação (5), ao observar a variável independente sobre a variável dependente infere-se que um aumento do índice de expectativas do empresário das indústrias de transformação brasileiras (*lnIEE*) aumente a confiança dos mesmos 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 da indústria de transformação. Neste caso, espera-se que a variável *lnIEE* influencie positivamente a variável *lnEMP*.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

As variáveis *lnEMP* e *lnIEE* 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. A Figura 1 exibe o comportamento das variáveis estudadas no período de 2003-2017.

Figura 1 – Variáveis emprego da indústria de transformação (lnEMP) e expectativas dos empresários das indústrias de transformação (lnIEE)



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa. Nota: Todas as variáveis foram logaritimizadas e dessazonalizadas.

As variáveis lnEMP e lnIEE indicaram uma 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).

Os resultados dos testes são apresentados nas Tabelas 1 e 2. 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 1 – Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF): em nível e em primeira diferença

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

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.

Tabela 2 – 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%
lnEMP	10	0,379916	0,216000	0,146000	0,119000
lnIEE	10	0,154330	0,216000	0,146000	0,119000
D1.lnEMP	9	0,077152	0,216000	0,146000	0,119000
D1.lnIEE	4	0,053022	0,216000	0,146000	0,119000

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 2 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 que 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 na Figura 1; em virtude disso, foi estimado o teste de raiz unitária com quebra estrutural, pois, conforme apresentado 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, visto que o Eviews informa a data da quebra para o começo de um novo regime da série.

Foi especificado na estimação a data da quebra conhecida a fim de comprovar os resultados da quebra estrutural apresentados na Figura 1. Para a variável lnEMP deu-se a data do novo regime em agosto de 2009, e em janeiro de 2009 para a variável lnIEE.

A Tabela 3 exhibe os resultados da estimação do teste de raiz unitária com quebra estrutural.

Tabela 3 – 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%	
lnEMP	2	-1,810436	-4,331111	-3,737778	-3,448889	08/2009
lnIEE	2	-3,116064	-4,338889	-3,722222	-3,441111	01/2009
D1.lnEMP	1	-3,913922	-4,331732	-3,736536	-3,448268	08/2009
D1.lnIEE	1	-4,541462	-4,339553	-3,720894	-3,440447	01/2009

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.

Ao examinar o teste de raiz unitária com quebra estrutural na Tabela 3, 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 5% e 10% de significância para a variável lnEMP, e de 1%, 5% e 10% para a variável lnIEE, evidenciando a ausência de raiz unitária nas séries e confirmando os resultados de quebra estrutural da Figura 1. Após examinar os testes de estacionariedade de ADF, KPSS e de raiz unitária com quebra estrutural, as variáveis foram consideradas estacionárias em primeira diferença, estando integradas de ordem $I(1)$.

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 4 apresenta o teste de seleção de defasagem para o modelo VAR.

Tabela 4 – 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	-13,74982*	-13,85857*
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, devido os resíduos do modelo não indicarem autocorrelação como pode ser visto no Anexo A. Em seguida foi realizado o teste de cointegração de Johansen,, o qual pode ser visualizado na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de cointegração de Johansen

H_0	H_1	Estadística	Valor crítico 5%	Prob.
Teste do Traço				
$r = 0$	$r \geq 0$	43,25155	15,49471	0,0000
$r \leq 1$	$r \geq 1$	4,248850	3,841466	0,0393
Teste Máximo do Autovalor				
$r = 0$	$r = 0$	39,00270	14,26460	0,0000
$r \leq 1$	$r = 1$	4,248850	3,841466	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 do Autovalor foi utilizado o modelo com duas defasagens com a presença do intercepto no vetor de cointegração e tendência linear, em razão das variáveis $\ln EMP$ e $\ln IEE$ 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 do 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 5 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 $\ln EMP$ e $\ln IEE$ são estacionárias de ordem $I(1)$ e cointegradas, pois, segundo Bueno (2012), ao utilizar no VAR variáveis não estacionárias, porém diferenciadas, o modelo omite variáveis importantes, sendo esse problema corrigido pelo 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 4, 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 foi ressaltado por Gonzalo (1994), o autor 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 Getúlio 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 6.

Tabela 6 – Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o modelo VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o modelo VECM
lnEMP	-0,007420 (0,00164) [-4,51642]	1,000000
lnIEE	0,004198 (0,01637) [0,25644]	-3,204253 (0,59462) [-5,38871]
C		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 6 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 do resultado do teste situar-se na região crítica. O ajustamento das variações de curto prazo para atingir o equilíbrio de longo prazo se dá pelo coeficiente α -0,007420, sendo em média essas variações ocorridas em aproximadamente 0,74% ao mês.

A Equação 6 apresenta o resultado da estimação do modelo de longo prazo normalizado, com a inversão do sinal⁹ e em logaritmo.

$$\ln EMP = -10,07 + 3,20 \ln IEE \quad (6)$$

⁹ De acordo com Margarido (2004), a análise das estimativas dos coeficientes na equação de cointegração normalizada devem ser efetuadas com o sinal invertido, pois, todas as variáveis mantêm-se no mesmo lado.

A variável InIEE presente na Equação 6 exibiu o resultado conforme a literatura discutida neste estudo. O sinal positivo da variável InIEE evidencia que um aumento do índice da expectativa dos empresários das indústrias de transformação brasileiras influencia positivamente no emprego da indústria de transformação. Sendo assim, o acréscimo de 1% do índice da expectativa dos empresários das indústrias de transformação brasileiras aumenta o emprego nas indústrias de transformação em 3,2%. Verifica-se que esse resultado vai de encontro com os estudos de Montes (2013) e Montes e Machado (2014), 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.

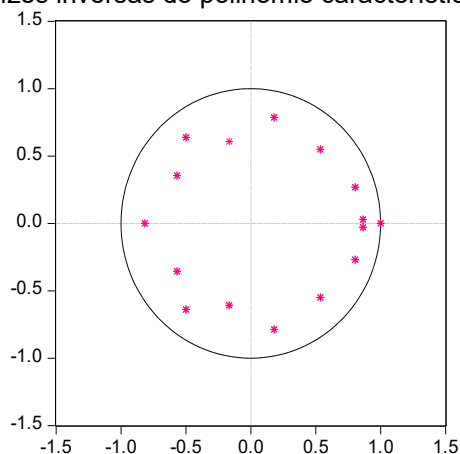
De acordo com Montes e Machado (2014), a formação das expectativas dos empresários é influenciada pelo comprometimento econômico das autoridades monetária e fiscal que, conseqüentemente, influenciará as decisões futuras dos empresários sobre o investimento e o emprego. A estrutura produtiva de um país 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 InIEE e InEMP se compatibiliza com a literatura estudada, posto que a influência do cenário econômico a partir da expectativa 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 B, C e D). 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%. 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.

Enfim, os resultados do teste de estabilidade do modelo são exibidos na Figura 2, a seguir.

Figura 2 – Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM

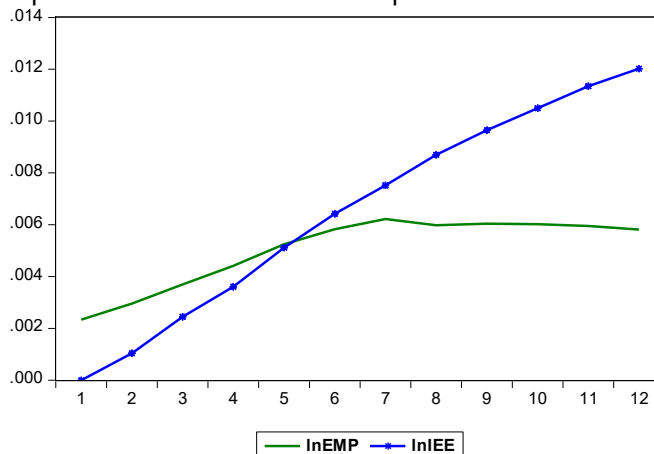


Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Os resultados do teste de estabilidade do modelo da Figura 2 exibem as raízes menores ou iguais a um, sendo o modelo classificado como estável, apresentando, assim, resultados não espúrios. Bueno (2012) afirma que em um modelo VECM o posto de matriz deve ser menor ou igual ao menor número entre suas colunas e linhas.

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 da Figura 3, a seguir.

Figura 3 – Função de resposta da variável *lnEMP* ao impulso da variável *lnIEE*, não acumulado

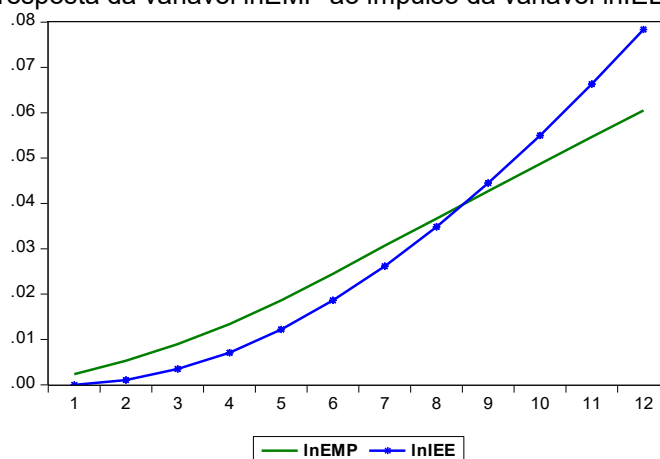


Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Analisa-se que a variável InIEE tem uma influência significativa sobre a variável InEMP, apresentando uma relação diretamente proporcional. Um choque positivo da variável InIEE gera um aumento da variável InEMP 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. Um aumento da expectativa dos empresários industriais causa um crescimento do emprego industrial no período analisado. Dessa forma, o comportamento da variável InEMP sobre um choque positivo realizado na variável InIEE mostrou conformidade com a literatura retratada nesse estudo.

A Figura 4 apresenta os gráficos da função resposta ao impulso acumulado da variável InIEE em relação à variável InEMP.

Figura 4 – Função de resposta da variável InEMP ao impulso da variável InIEE, acumulado



Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Após a análise da Figura 4, verifica-se que os resultados do choque da variável independente sobre a variável dependente da Figura 3 são ressaltados na Figura 4. Ao longo dos 12 meses há um crescimento da variável InIEE, que alcança seu auge no final do período. A relação entre as duas variáveis realça que, no longo prazo, a expectativa dos empresários industriais apresenta uma influência relevante sobre o emprego industrial.

A decomposição da variância, por meio da decomposição de *Cholesky*, analisou os determinantes da variável InEMP, como exposto na Tabela 7.

Tabela 7 – Decomposição da variância da variável lnEMP

Período	Desvio Padrão	lnEMP	lnIEE
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	31,82370	68,17630

Fonte: Elaboração própria com os dados da pesquisa.

Como pode ser visto na Tabela 7, a análise da decomposição da variância consistiu em um período de 12 meses. No primeiro período verifica-se que a variável lnEMP é influenciada por ela mesma em 100%, e no decorrer dos meses as variáveis lnIEE começa a ter maior influência sobre lnEMP. A partir do quarto mês, pressupõe-se que as variações de 29,79% de variância de lnIEE explica a variável lnEMP. No oitavo mês presume-se que a variável lnIEE explica em aproximadamente 54,53% a variação da variância do lnEMP. No final dos 12 meses, analisa-se que 31,82% da variação do lnEMP são explicados por ela mesma, e 68,17% da variação da variável lnIEE explica a variável lnEMP.

Os resultados da decomposição mantiveram-se na mesma proporção dos resultados encontrados na análise da função resposta ao impulso apresentados nas Figuras 3 e 4, assim, comprovando a importância da variável lnIEE para o modelo estimado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O desenvolvimento do presente estudo possibilitou a análise da expectativa dos empresários das indústrias de transformação brasileiras e sua influência sobre 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.

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 industrial e a expectativa do empresário industrial. Como já ressaltado nesse estudo, a expectativa dos empresários industriais e o emprego industrial são elementos importantes para as indústrias, pois seu desempenho impulsiona o desenvolvimento das indústrias e a economia como um todo por meio da demanda agregada.

A estimação do emprego das indústrias de transformação comprova a importância da expectativa dos empresários industriais para o desempenho do setor industrial. Esse resultado evidencia a forte influência das expectativas sobre os determinantes 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. O índice de expectativas do empresário da indústria de transformação do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da FGV Dados cumpre com o seu objetivo, pois, quando existe um índice otimista a demanda por mão de obra na indústria de transformação aumenta.

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. Logo, 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 da expectativa dos empresários das indústrias de transformação sobre o emprego das indústrias desse setor, em decorrência de sua importante contribuição para o desenvolvimento e o crescimento das indústrias brasileiras.

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.

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.

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.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos. 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.

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.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA (CNI). **Indicadores industriais – Emprego - Brasil – Indústria de transformação**. Disponível em: <<http://www6.sistemaindustria.org.br/gpc/externo/estatisticaAcessoSistemaExterno.faces>>. Acesso em: 24 abril 2017.

CURADO, Marcelo. 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.

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**. 4th ed. United States of America: Wiley, 2015.

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

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.

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.

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.

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.

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (IBRE). **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>. Acesso em: 24 abril 2018.

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.

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

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; MACHADO, Caroline Cabral. 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.

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.

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.

PAULA, Ricardo Zimbrão Affonso de; MOURA, João Gonsalo de; BRITO, Alexandre 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.

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, 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.

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

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.

APÊNDICE A – 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
2	6,765106	0,1488
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.

APÊNDICE B – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VEC**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
7	3,084505	0,5438
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.

APÊNDICE C – 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.
443,7187	405	0,0897

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

APÊNDICE D – 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
Joint		8,816062	2	0,0122

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

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