

INDÚSTRIA BRASILEIRA: UM ESTUDO DO ÍNDICE DE EXPECTATIVAS DOS EMPRESÁRIOS E DO INVESTIMENTO PRIVADO (2010 – 2018)

Laudelina Alves Ribeiro¹
Cristiano Stamm²

RESUMO

O presente estudo teve a finalidade de analisar a influência do índice de expectativas empresarial das indústrias brasileiras sobre o investimento privado desse setor. A análise compreendeu o período mensal de 2010 a 2018. O modelo econométrico estimado para analisar os resultados foi o Modelo Vector de Correção de Erros (VECM). Os resultados apontam que o índice de expectativas empresarial das indústrias brasileiras influenciou as decisões de investimento privado do setor. Sendo assim, um ambiente econômico estável propicia aos empresários industriais um aumento de sua confiança em relação a economia do país e aos seus negócios, que conseqüentemente aumenta o investimento privado das indústrias, podendo estimular as demais atividades econômicas envolvidas.

Palavras-chave: Índice de expectativas dos empresários industriais; Investimento privado; Indústria brasileira; VECM.

BRAZILIAN INDUSTRY: A STUDY OF THE INDEX OF EXPECTATIONS OF ENTREPRENEURS AND PRIVATE INVESTMENT (2010 - 2018)

ABSTRACT

The present study had the purpose of analyzing the influence of the index of business expectations of the Brazilian industries on the private investment of this sector. The analysis comprised the monthly period from 2010 to 2018. The estimated econometric model to analyze the results was the Vector Error Correction Model (VECM). The results indicate that the index of business expectations of the Brazilian industries influenced the private investment decisions of the sector. Thus, a stable economic environment gives industrial entrepreneurs an increase in their confidence in the country's economy and in their businesses, which consequently increases the private investment of the industries and may stimulate the other economic activities involved.

Keywords: Industrial entrepreneurs' expectations index; Private investment; Brazilian industry; VECM.

JEL: E22; L60.

¹ Mestre em Economia pela Universidade Estadual do Oeste do Paraná (PGE/UNIOESTE). E-mail: laudelinaribeiro@outlook.com

² Doutor em Planejamento Urbano e Regional pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS). Professor adjunto do mestrado em Economia (PGE/UNIOESTE) E-mail: stamm_br@yahoo.com.br



1 INTRODUÇÃO

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

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

Desse modo, um ambiente macroeconômico estável é essencial aos agentes econômicos para a tomada de suas decisões, pois, as suas expectativas são formuladas com base no desempenho da conjuntura econômica mais recente. (RIBEIRO, 2018). Após 1999 o Brasil inseriu-se na agenda da política macroeconômica, tendo a finalidade de propiciar a tomada de decisões dos agentes econômicos em um melhor ambiente.

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

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

Tendo como base que a formulação das expectativas dos empresários está relacionada com o ambiente econômico, em razão da racionalidade dos agentes, o problema de pesquisa deste estudo é: Qual é a influência da expectativa dos empresários industriais brasileiros sobre o investimento privado desse setor?

Para Simonassi, Arraes e Oliveira (2013), quanto maior for a incerteza em um ambiente econômico, maior será a representação do papel das expectativas na determinação da produção industrial doméstica. Os autores ressaltam que nos países desenvolvidos já se tem uma prática consolidada do uso de pesquisas qualitativas para a análise de modelos econômicos; entretanto, observa-se que nos países em desenvolvimento esses estudos são muito escassos, sugerindo em seu estudo a aplicação de dados qualitativos brasileiros em estimativas que não omitem a presença de alterações estruturais nos parâmetros dos modelos econômicos. Nesse sentido, o objetivo é analisar a influência do índice de expectativas empresarial das indústrias brasileiras sobre o investimento privado da mesma para o período mensal de 2010 a 2018.

Além da introdução este trabalho apresenta mais quatro seções. Na segunda seção localiza-se a revisão de literatura com o estudo das expectativas na economia e os aspectos da indústria brasileira. Na terceira seção encontram-se os procedimentos metodológicos. A quarta seção expõe os resultados e discussões da pesquisa, seguido das considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Expectativas na economia

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

Conforme o estudo de Montes e Feijó (2007), a análise monetária acerca da influência da reputação, credibilidade e transparência do governo e de suas políticas sobre a condução da política monetária e de seus impactos no ambiente econômico passou a ser observada a partir do advento da Hipótese das Expectativas Racionais (HER), do debate em relação ao uso ou não das normas para a condução da política monetária, da teoria da independência do banco central e da inserção do regime de metas de inflação. No entanto, apesar de as técnicas de investimento serem basicamente as mesmas para todas as empresas que desempenham suas funções tanto no mercado interno como no externo, com cenário estável ou turbulento, em países economicamente desenvolvidos ou não, os investimentos estão propensos aos riscos decorrentes de cada cenário ou mercado. Os efeitos desse risco e instabilidade podem estar associados a fatores de ordem política, econômica, natural ou conjuntural, visto que esses efeitos podem influenciar os projetos de várias formas, alterando o nível da atividade econômica, da demanda e do fluxo de caixa. (ANTONIK, 2004). A confiança do empresário é tida como um ponto de referência, uma vez que as organizações estão cada vez mais disputando uma posição no mercado. (AIUB; ANDRINI; JUTTEL, 2012).

Essa interação do cenário econômico com as expectativas dos empresários industriais e, por conseguinte, com as decisões de investimentos pode ser observada no trabalho de Montes e Machado (2014). Para os autores, ocorre sensibilidade entre a formação das expectativas dos empresários industriais e as expectativas das variáveis macroeconômicas, como inflação, crescimento do

produto, taxa básica de juros e taxa de câmbio. Além disso, o investimento agregado e o emprego são impactados pelas expectativas, taxa de juros, crédito, e taxa de câmbio. Na opinião de Mattei e Scaramuzzi (2016), a desvalorização cambial faz com que os salários reais reduzam seu valor, impactando no poder de compra dos trabalhadores; todavia, esse efeito é atraente para os empresários, já que salários mais baixos expandem a margem de seus lucros. Isto é, no setor de bens comercializados a redução do valor do salário real seria compensada pelo investimento, através do crescimento do emprego.

Montes e Bastos (2013) elaboraram um estudo que analisa a influência das variáveis macroeconômicas e das políticas econômicas em relação às expectativas e à confiança dos empresários no Brasil. Os autores concluíram que as políticas econômicas, a credibilidade da inflação e variáveis macroeconômicas são fundamentais na tomada de decisões de produção, visto que o aumento da credibilidade proporciona um ambiente mais estável, elevando a confiança dos empresários na economia e em seus negócios e, por conseguinte, impactando no desempenho econômico. Montes e Almeida (2016, p.237) reiteram que “um comprometimento da autoridade monetária e da autoridade fiscal com os objetivos estabelecidos é capaz de impactar o desempenho econômico por meio das decisões de produção, que são afetadas pelas expectativas e pela confiança dos empresários”.

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

O estudo de Montes e Machado (2014) analisou os efeitos da credibilidade monetária, da credibilidade fiscal e de outras variáveis expectacionais em relação às expectativas dos empresários industriais, e a influência de suas expectativas sobre o investimento agregado e o emprego. Os autores concluíram que o comprometimento das autoridades monetária e fiscal com suas metas influencia a formação das

expectativas dos empresários em relação ao futuro da economia, que influenciará a tomada de decisões dos empresários em relação ao investimento e ao emprego. Notou-se que as expectativas dos empresários industriais são vulneráveis à formação das expectativas das variáveis macroeconômicas, como a inflação, o crescimento do produto, a taxa básica de juros e a taxa de câmbio.

Já o trabalho de Ribeiro e Stamm (2018), o qual analisaram a influência da expectativa dos empresários da indústria de transformação brasileira sobre o emprego, apontam que tal expectativa influenciou as decisões relacionadas com o emprego desse setor. Para os autores 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 o que tenderá a um aumento dos empregos industriais.

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

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

2.2 Aspectos da indústria brasileira

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

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

Medeiros (2015) analisa a primeira década dos anos 2000 e afirma que as altas nos valores das *commodities*, a maior demanda do mercado chinês, a baixa nas taxas de juros do Estados Unidos e a grande liquidez financeira no mercado internacional despreendeu as restrições externas da economia brasileira. Período no qual o Brasil se beneficiou, elevando sua taxa de crescimento, seu saldo na balança comercial, assim como suas reservas internacionais, ao mesmo passo que se reduzia as taxas de juros domésticas. Ainda de acordo com o autor, tal evolução foi notável, concomitantemente com o aumento real do salário mínimo e do número de empregos formais.

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

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

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

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

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

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

Bresser-Pereira (2013) destaca que no Governo Lula a política macroeconômica brasileira se manteve no “tripé macroeconômico”, porém o governo

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

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

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

adensamento produtivo e tecnológico das cadeias de valor, à expansão do mercado interno e externo das empresas brasileiras e o asseguramento de um crescimento social inclusivo e sustentavelmente ambiental.

No ano de 2015, o Plano Brasil Maior contribuía com mais de 56 setores da economia, passando a atuar na forma da Lei nº 13.043/2014, uma vez que outras medidas também foram implantadas, como: a redução do Imposto de Renda das empresas; a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para bens de investimento e consumo; a instituição do Programa de Integração Social (PIS) e de Financiamento da Seguridade Social (Cofins); e a inserção do Regime Especial de Reintegração de Valores Tributários para as empresas Exportadoras (Reintegra), entre outras. Apesar disso, Reymao e Oliveira (2016) realçam que, mesmo com esses benefícios governamentais para a competitividade industrial, o crescimento econômico e o emprego industrial não apresentaram bons resultados.

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

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

a capacidade de expansão da indústria, fortalece o processo de desindustrialização³ e dificulta o crescimento de longo prazo da economia.

Portanto, a perda da competitividade industrial está atrelada às questões estruturais. E, para enfrentar esses entraves é necessário o auxílio de políticas de cunho tributário, logístico e educacional e de um contexto macroeconômico estável, dado que esse último não deve ocorrer somente no âmbito da estabilidade de preços, mas também através do comprometimento fiscal, da taxa de câmbio competitiva e dos juros reais mais similares com os níveis internacionais. Sendo assim, a baixa produtividade, o câmbio apreciado, a carga tributária e a taxa de juros elevadas, além da desleal concorrência com a importação de produtos, são dificuldades estruturais que prejudicam a competitividade e a expansão da indústria brasileira. (RITA et al., 2013; COLANTUANO, 2015).

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

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O período analisado nesse estudo foi de janeiro de 2010 a dezembro de 2018 com a base de dados mensal, tendo um total de 108 observações. A escolha desse período teve como base a utilização de dados após o período da crise internacional

³ Segundo Bresser-Pereira, Nassif e Feijó (2016), o Brasil conseguiu alcançar sua industrialização, porém não completou seu processo *catching up*, motivado principalmente pelo início da desindustrialização prematura na metade dos anos 1980, que se intensificou após os anos 2000. Os autores reiteram que, para incentivar a reindustrialização e a retomada do *catching up* do Brasil, além da implantação de políticas industriais e tecnológicas sólidas, é preciso que elas estejam ligadas ao regime macroeconômico.

deflagrada em 2008 até os dados dos dias atuais. O uso das séries temporais se deu por meio da estimação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), juntamente com o Modelo de Vetor de Correção de Erros (VECM).

Esta metodologia foi escolhida devido sua ampla utilização na previsão de modelos econômicos, a estimação e execução dos testes foi realizado no *Software Eviews 9.5* versão do estudante. Como variáveis utilizou-se o Índice de Expectativas Empresarial (*IEE*) e a Formação Bruta de Capital Fixo (*FBCF*), sendo extraídos os dados respectivamente do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) – FGVDados e o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). A variável *IEE* foi usada como uma *proxy* do índice de expectativas do empresário industrial, em razão de não ter um indicador mensal que analise especificamente a expectativa desse setor.

3.1 Teoria econométrica e modelo proposto

A estacionariedade da série ao longo de um período de tempo é necessária ser analisada ao estudar séries temporais. Segundo Bueno (2012) a confirmação de estacionariedade proporcionará a percepção das estatísticas em relação os parâmetros estimados. Para Gujarati e Porter (2011) um processo estocástico será estacionário ao exibir a média e a variância constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre os dois períodos de tempo ser decorrente somente da distância, do intervalo ou da defasagem.

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

$$\text{Média: } E(y_t) = \mu \quad (1)$$

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

$$\text{Covariância: } \gamma_K = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

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

Para Gujarati e Porter (2011), se uma série temporal for integrada de ordem $I(0)$, é estacionária em nível; caso for integrada de ordem $I(1)$, é estacionária em primeira diferença; e se for integrada de ordem $I(2)$, precisou ser diferenciada duas vezes para se tornar estacionária. Sendo assim, se uma série é integrada de ordem d , ela precisa ser diferenciada d vezes para se tornar estacionária.

De acordo com Bueno (2012), foram desenvolvidos testes para analisar a existência de raízes unitárias, em razão da análise de uma série de forma visual em relação à tendência estocástica, ou tendência determinística, poder gerar equívocos na maioria das vezes. Os trabalhos de Gujarati e Porter (2011) e Bueno (2012) exibem e analisam os testes de estacionariedade das séries, entre eles estão os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

Devido ser um modelo multivariado, o vetor autorregressivo (VAR) permite a utilização de modelos econômicos completos e a estimação de seus parâmetros. Conforme 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”.

Sendo assim, o modelo VAR tem o intuito de responder à trajetória das variáveis endógenas a partir de um choque estrutural, podendo também ser usado para previsão. O resultado de um modelo VAR é resultante de uma infinidade de coeficientes estimados.

Bueno (2012) acrescenta que para obter os “resíduos brancos” é necessário usar a quantidade de defasagens necessárias em todas as variáveis endógenas, com bom-senso e parcimônia. O critério de informação utilizado no caso univariado também pode ser usado para selecionar a ordem de defasagem do modelo VAR. A seguir é apresentado a versão univariada generalizada dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ):

$$AIC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{2}{T}mn^2 \quad (4)$$

$$SC(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln T}{T}mn^2 \quad (5)$$

$$HQ(m) = \ln|\hat{\Gamma}_0(m)| + \frac{\ln \ln T}{T}2mn^2 \quad (6)$$

Sendo:

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.

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

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC) \quad (7)$$

Caso houver diferença na defasagem escolhida pelos três critérios, o uso do SC exhibe resultados mais parcimoniosos, apresentando menor quantidade de parâmetros em relação ao HQ e ao AIC (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

O teste de Johansen consiste na análise de cointegração entre as séries. Bueno (2012) designa o teste com a inserção de variáveis determinísticas no modelo, visto que os valores críticos são dependentes da configuração dessas variáveis:

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t \quad (8)$$

Em que:

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

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

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

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t \quad (9)$$

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

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

Sendo:

H_0 : existem r^* vetores de cointegração;

H_1 : $r > r^*$ vetores.

Em seguida, é dada a estatística do teste:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

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

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

Logo:

H_0 : existem r^* vetores de cointegração;

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

Desse modo, a estatística do teste é formada por:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

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

Conforme Bueno (2012), o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) é um modelo mais robusto do VAR. O VAR omite variáveis importantes ao apresentar variáveis não estacionárias, visto que o VECM corrige esse problema. Por sua vez, a escolha da ordem p de defasagem do modelo ocorre por meio da não autocorrelação dos resíduos do modelo ou através do critério de Schwarz.

Devido a interpretação da estimação dos coeficientes individuais do modelo VAR normalmente ser difíceis, é estimado a função resposta ao impulso, ou *Impulse*

Response Function (IRF), uma vez que essa função define no sistema VAR a resposta da variável dependente em relação aos choques nos termos de erro. (GUJARATI; PORTER, 2011). A decomposição da variância é uma outra estimação usada para observar os resultados do modelo VAR, visto que a porcentagem da variância do erro de previsão precede de cada variável endógena ao longo da perspectiva de previsão. (BUENO, 2012).

No modelo econométrico proposto, as variáveis foram todas logaritmizadas e dessazonalizadas pelo método Census X12. A estimação dessa equação foi embasada no estudo de Montes e Machado (2014), que observaram os efeitos da credibilidade monetária e fiscal e de outras variáveis expectativas sobre o ambiente macroeconômico em relação as expectativas dos empresários industriais, e a influência dessas expectativas sobre o investimento agregado e o emprego.

As variáveis Formação Bruta de Capital Fixo (*FBCF*) e Índice de Expectativas Empresarial das Indústrias (*IEE*) foram utilizados conforme a equação (12), em logaritmo:

$$\ln FBCF = \alpha_1 + \alpha_2 \ln IEE + \varepsilon \quad (12)$$

Sendo:

ln: logaritmo natural; e,

ε : o termo de erro.

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

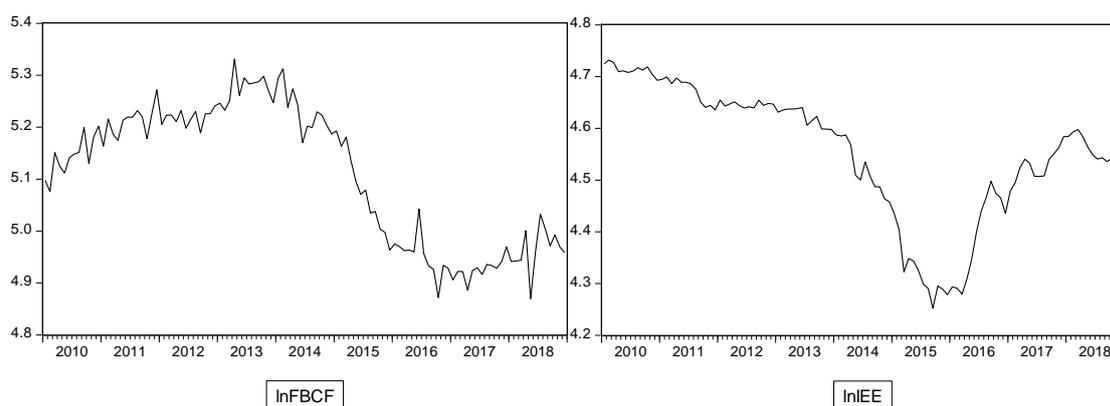
$$\frac{\partial \ln FBCF}{\partial \ln IEE} > 0;$$

Em relação a equação (12), ao analisar a variável independente sobre a variável dependente presume-se que um aumento do Índice de Expectativas Empresarial das Indústrias brasileiras *lnIEE* aumente a confiança dos mesmos sobre à economia do país e de seus negócios, influenciado em maiores investimentos industriais. Almeja-se que a variável *lnIEE* influencie positivamente a variável *lnFBCF*.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

As variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* não possuem a média e a variância constantes ao longo do tempo, apontando um comportamento não estacionário com a presença de raiz unitária nas séries com uma provável tendência estocástica. A Figura 1 expõe o comportamento das variáveis estudadas no período de 2010-2018.

Figura 1 – Variáveis Formação Bruta de Capital Fixo *lnFBCF* e Índice de Expectativas Empresarial da Indústria *lnIEE*



Fonte: Elaborado pelos autores com os dados da pesquisa.

Nota: Todas as variáveis foram logaritmizadas e dessazonalizadas.

De acordo com Serrano e Summa (2012), a partir de 2011 ocorreu uma desaceleração do crescimento do produto brasileiro. Após análise gráfica, para verificar a estacionariedade das séries foram realizados os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Schin (KPSS).

A Tabela 1 apresenta os testes de ADF e KPSS realizados com constante, com 5% de significância. O teste ADF considera a hipótese nula a não estacionariedade da série, com a presença de raiz unitária. Já o teste KPSS, consiste na hipótese nula a estacionariedade da série.

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

Variável	Defasagens		Estatística <i>t</i>		Valor Crítico a 5%	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS	ADF	KPSS
<i>lnFBCF</i>	2	9	-0,235030	0,803415	-2,889200	0,463000
<i>lnIEE</i>	1	9	-1,454227	0,620771	-2,888932	0,463000
D1. <i>lnFBCF</i>	1	7	-11,90195	0,297151	-2,889200	0,463000
D1. <i>lnIEE</i>	0	5	-8,229035	0,342381	-2,888932	0,463000

Fonte: Elaborado pelos autores.

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

Os testes de ADF e KPSS com constante são apresentados na Tabela 1, com 5 % de significância. Analisa-se para o teste de ADF que as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* em nível $I(0)$ não rejeitaram a hipótese nula, apresentando raiz unitária. Ao verificar essas variáveis em primeira diferença $I(1)$, a hipótese nula é rejeitada e as variáveis são estacionárias com 5% de significância.

O teste de KPSS também foi realizado com constante e com 5% de significância, as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* em nível $I(0)$ rejeitaram a hipótese nula, assim apresentando a não estacionariedade das séries. Ao analisar as variáveis em primeira diferença $I(1)$, analisa-se que as variáveis *lnFBCF* e *lnIEE* não rejeitaram a hipótese nula com 5% de significância.

Após os testes de estacionariedade de ADF e KPSS, ambas variáveis foram consideradas estacionárias em primeira diferença, sendo integradas de ordem $I(1)$.

Já a escolha da defasagem do teste de cointegração de Johansen foi realizada pelos critérios de informação Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) (Tabela 2). A fim de averiguar a existência de cointegração entre as variáveis, foi realizado o teste de cointegração de Johansen (Tabela 3).

Tabela 2 – Teste de seleção de defasagem para o modelo VAR

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0,000231	-2,697679	-2,645575	-2,676591
1	582,7603	6,15e-07	-8,625517	-8,469206	-8,562255
2	19,73913	5,42e-07	-8,753297	-8,492780	-8,647861
3	20,05418	4,73e-07*	-8,888933*	-8,524209*	-8,741323*
4	3,449994	4,94e-07	-8,846845	-8,377915	-8,657061
5	3,177226	5,16e-07	-8,802544	-8,229407	-8,570585
6	11,14209*	4,93e-07	-8,850614	-8,173270	-8,576481
7	5,559039	5,01e-07	-8,836015	-8,054464	-8,519707
8	0,676613	5,39e-07	-8,764167	-7,878409	-8,405685

Fonte: Elaborado pelos autores.

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).

De acordo com a Tabela 2 foi escolhida a utilização de três defasagens no modelo. Para verificar se os resíduos da defasagem escolhida possuíam autocorrelação foi realizado o teste de autocorrelação LM (Multiplicador de Lagrange), o resultado demonstrou que com 3 defasagens os resíduos para o modelo VAR possuem autocorrelação. Com a utilização de 4 defasagens os resíduos para o modelo VAR não apresentam autocorrelação, como pode ser observado no Anexo A, sendo assim, foi utilizado 4 defasagens na estimação do teste de Johansen.

A Tabela 3 apresenta o teste de cointegração de Johansen que conta o teste do traço e o teste do máximo autovalor. O teste do traço tem como hipótese nula a existência de r^* vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que há $r > r^*$ vetores. Por sua vez, 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 quatro defasagens e o modelo escolhido foi o com intercepto no vetor de cointegração e tendência linear.

Tabela 3 – Teste de cointegração de Johansen

	Autovalor	Estatística	Valor crítico 5%	Prob.
Teste do traço				
Nenhum*	0,192089	29,90960	15,49471	0,0002
1 Vetor*	0,074185	7,939293	3,841466	0,0048
Teste do máximo autovalor				
Nenhum*	0,192089	21,97030	14,26460	0,0025
1 Vetor*	0,074185	7,939293	3,841466	0,0048

Fonte: Elaborado pelos autores.

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

A Tabela 3 aponta como resultado a existência de pelo menos dois vetores cointegrantes para ambos os testes. Como as variáveis do modelo são estacionárias de ordem $I(1)$ e cointegradas, o modelo VECM é o mais apropriado para esse estudo, pois, conforme Bueno (2012), as variáveis omitem informações importantes ao serem diferenciadas, e o VECM faz a correção desse problema, também explicando os fatores de curto e de longo prazo entre as variáveis endógenas cointegradas.

Com a utilização de três defasagens os resíduos do VECM apresentaram autocorrelação, já com quatro defasagens os resíduos do VECM não apresentaram autocorrelação e heterocedasticidade. Em virtude disso, o VECM foi estimado com quatro defasagens e seus resultados são exibidos na Tabela 4.

Tabela 4 – Estimativas de ajustamento de curto prazo e de longo prazo para o modelo VECM

Variável	Curto prazo	Longo prazo normalizado para o modelo VECM
<i>lnFBCF</i>	-0,047983 (0,01134) [-4,23293]	1,000000
<i>lnIEE</i>	0,014208 (0,00770) [1,84577]	-3,033682 (0,55098) [-5,50600]
C		8,683358

Fonte: Elaborado pelos autores 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 quatro defasagens, um vetor cointegrante e sem restrições. Os resultados da estimação dos parâmetros serão interpretados como elasticidades, devido as variáveis estarem em logaritmo. 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, sendo estatisticamente significativa a 5%. O ajustamento que as variações precisam realizar no curto prazo para alcançarem o equilíbrio de longo prazo é dada pelo coeficiente α -0,047983; sendo, essas variações em média corrigidas em torno de 4,80% ao mês. O resultado da

estimação do modelo de longo prazo normalizado é dado pela Equação 13, em logaritmo, dado que a análise é feita com o sinal invertido 4:

$$\ln FBCF = -8,68 + 3,03 \ln IEE \quad (13)$$

A variável explicativa apresentou o resultado esperado. O sinal positivo da variável *lnIEE* aponta que um aumento do índice de expectativas empresarial da indústria brasileira influencia positivamente na formação bruta de capital fixo desse setor. Dessa forma, um acréscimo de 1% do índice de expectativas empresarial das indústrias brasileiras aumenta os investimentos industriais em 3,03%. As expectativas dos empresários influenciam os investimentos, como discutidos nos estudos de Aiub, Andrini e Juttel (2012), Hofmann (2012), Montes e Bastos (2013), Montes e Machado (2014) e Montes e Almeida (2016).

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

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

⁴ Segundo Margarido (2004), a análise das estimativas dos coeficientes na equação de cointegração normalizada deve ser realizada com o sinal invertido, em razão de todas as variáveis permanecerem no mesmo lado.

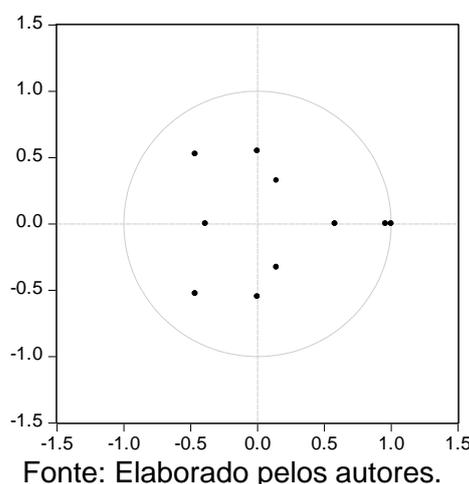
perspectiva possibilita um aumento do investimento, em razão da redução dos riscos associados à incerteza do ambiente futuro.

Os testes de autocorrelação, heterocedasticidade e de normalidade dos resíduos foram realizados para dar mais robustez ao modelo, sendo verificados nos Anexos B, C e D. Com 50,79% de probabilidade o resultado do teste de heterocedasticidade não rejeitou a hipótese nula; logo, o modelo é homocedástico. O modelo é não correlacionado, pois o teste de LM para autocorrelação apresentou 60,93% de probabilidade.

O teste Jarque-Bera observou a normalidade dos resíduos do modelo; com a probabilidade de 0,00%, a hipótese nula de que os resíduos são normais foi rejeitada. No trabalho de Oreiro et al. (2006), foi desconsiderado os resultados do teste de normalidade dos resíduos devido a impossibilidade de aumentar o tamanho da amostra no Brasil, uma vez que esta técnica é aplicada em alguns estudos brasileiros. Para este trabalho optou-se por desconsiderar os resultados deste teste, em virtude da indisponibilidade de aumentar o tamanho da amostra, tendo atenção na interpretação dos resultados.

A Figura 2, a seguir, exibi os resultados do teste de estabilidade do modelo.

Figura 2 – Raízes inversas do polinômio característico AR – VECM

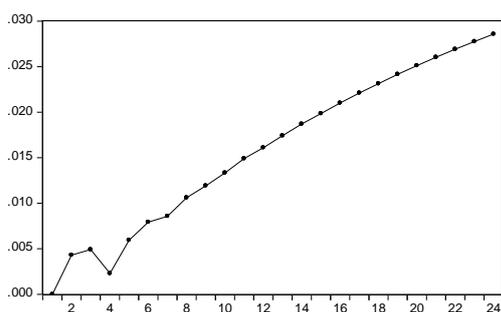


Na Figura 2 é apresentado as raízes inversas do polinômio característico AR do VECM. O modelo apresenta resultados não espúrios, em razão de apresentar raízes menores ou iguais a um. Em seu estudo Bueno (2012) afirma que, na análise de um VECM o posto de uma matriz constitui-se em ser menor ou igual ao menor número entre essas colunas e linhas.

A fim analisar a trajetória da variável *InFBCF* em relação ao choque gerado na variável *InIEE*, foi estimado função resposta ao impulso gerada pelo VECM por meio da decomposição de *Cholesky*. A Figura 3 expõe o horizonte verificado no período de 24 meses. A Figura 4 complementa a análise da Figura 3, pois, exibe o gráfico do impulso acumulado da variável *InIEE* sobre a variável *InFBCF*.

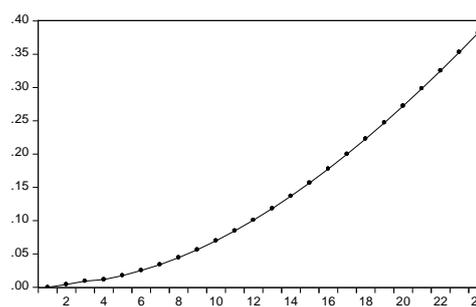
Na Figura 3 é demonstrado a influência da *InIEE* sobre o *InFBCF*, sendo uma relação diretamente proporcional entre as variáveis, uma vez que no período compreendido um choque positivo na expectativa dos empresários da indústria gera um aumento dos investimentos industriais privados. Logo, um choque na variável *InIEE* gera um aumento da variável *InFBCF* até sua dissipação, alcançando seu máximo no período de 24 meses.

Figura 3 – Função de resposta da variável *InFBCF* ao impulso da variável *InIEE*, não acumulado



Fonte: Elaborado pelos autores.

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



Fonte: Elaborado pelos autores.

A Figura 4 exibe o impulso acumulado, percebe-se que o resultado do choque sobre a variável dependente apresentado na Figura 3 é ressaltado na Figura 4. No decorrer dos 12 meses, ocorre um aumento da variável *InIEE*, atingindo seu pico máximo no final do período, assim sinalizando que no longo prazo a expectativa dos empresários industriais influencia os investimentos industriais privados.

Por fim, a Tabela 5 examina os determinantes da variável *InFBCF* é a decomposição da variância, por meio da decomposição de *Cholesky*.

Tabela 5 – Decomposição da variância da variável *lnFBCF*

Período	Desvio Padrão	<i>lnFBCF</i>	<i>lnIEE</i>
1	0,030842	100,0000	0,000000
2	0,033066	98,30278	1,697223
3	0,034484	96,40408	3,595917
4	0,038264	96,71981	3,280185
5	0,040319	94,87492	5,125083
6	0,043312	92,22047	7,779529
7	0,046496	89,84876	10,15124
8	0,049456	86,42343	13,57657
9	0,053015	83,12725	16,87275
10	0,056649	79,68372	20,31628
11	0,060422	76,05494	23,94506
12	0,064459	72,72533	27,27467
13	0,068587	69,45208	30,54792
14	0,072868	66,34450	33,65550
15	0,077281	63,48489	36,51511
16	0,081776	60,78704	39,21296
17	0,086372	58,30032	41,69968
18	0,091042	56,00894	43,99106
19	0,095771	53,88515	46,11485
20	0,100558	51,93467	48,06533
21	0,105386	50,13582	49,86418
22	0,110249	48,47563	51,52437
23	0,115141	46,94600	53,05400
24	0,120054	45,53211	54,46789

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Tabela 5 consiste na análise dos resultados referente ao período de 24 meses e contribui com os resultados alcançado nas Figuras 3 e 4 da função resposta ao impulso. A variável *lnFBCF* no primeiro período é influenciada 100% por ela mesma, no entanto no decorrer dos meses seguintes a variável *lnIEE* passa a exibir efeitos superiores sobre a variável dependente *lnFBCF*.

Destaca-se que, a variável *lnIEE* começa a aumentar suas variações na determinação da variância da *lnFBCF* após o terceiro mês. Presume-se que no décimo segundo mês, as variações de 27,27% da variância de *lnIEE* explica a variável *lnFBCF*. No final dos 24 meses, destaca-se 54,47% da variável *lnIEE* explica respectivamente a variável *lnFBCF*, visto que seu valor defasado é explicado por 45,53% de sua variância.

Os resultados da análise dos choques da função resposta ao impulso e da decomposição da variância demonstram semelhança, assim, há influência significativa da variável *lnIEE* sobre a variável *lnFBCF*. A influência das expectativas empresarial das indústrias em relação ao investimento também é discutida em estudos, como os dos autores Hofmann (2012), Montes e Machado (2014) e Montes e Almeida (2016) o que evidencia os resultados obtidos.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo proporcionou a análise da influência do índice de expectativas empresarial da indústria brasileira sobre o investimento industrial privado no período de 2010 a 2018.

Os resultados do modelo apontam que um aumento na variável *InIEE* influencia positivamente a formação bruta de capital fixo desse setor. Assim, os resultados da estimação do investimento privado estão de acordo com a literatura estudada, ou seja, um aumento do investimento privado das indústrias está relacionado com o aumento das expectativas dos empresários industriais.

O índice das expectativas dos empresários industriais é um importante instrumento sobre o comportamento desses empresários em relação a formação bruta de capital fixo, conforme apontado no estudo. Logo fatores conjunturais e estruturais em diversos ambientes podem influenciar as decisões dos empresários com relação as suas expectativas afetando positiva ou negativamente a FBCF e, conseqüentemente, o investimento agregado. Pode-se afirmar que o índice das expectativas auxilia na previsão de produto industrial e no crescimento econômico do país, tendo em vista que o mesmo exerce efeitos diretos na variável analisada.

Os resultados da função resposta ao impulso e da decomposição da variância evidenciaram que os investimentos industriais representado pela variável *InFBCF* sofre influência do índice de expectativas empresarial da indústria *InIEE*. Assim, exibindo a intensidade da duração do choque da variável *InIEE* sobre a variável *InFBCF* em um horizonte de 24 meses. Essa forte influência entre as variáveis, demonstra a relevância das mesmas para o desempenho da atividade industrial brasileira.

Dessa forma, um ambiente macroeconômico estável proporciona aos empresários melhores expectativas sobre o ambiente econômico, refletindo positivamente nas decisões de investimentos. Como sugestão para novos estudos, sugere a utilização a análise da influência do índice de confiança do empresário industrial para diferentes portes e setores de empresas e para diferentes unidades da federação.

REFERÊNCIAS

- AIUB, George Wilson; ANDRINI, Jéssica; JUTTEL, Nariane. Índice de confiança empresarial. **Revista da Unifebe**, Brusque, SC, v. 1, n. 10, p. 82-94, jan./jun. 2012.
- ANTONIK, Luis Roberto. Análise de projetos de investimento sob condições de risco. **Revista FAE**, Curitiba, v. 7, n. 1, p. 67-76, jan./jun. 2004.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 51-60, abr. 2017.
- 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; NASSIF, André; FEIJÓ, Carmem. A reconstrução da indústria brasileira: a conexão entre o regime macroeconômico e a política industrial. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 36, n. 3, p. 493-513, jul./set. 2016.
- BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2012.
- COLANTUONO, Aline Correia de Sousa. Desenvolvimento industrial brasileiro: história e perspectiva. **Semina: Ciências Sociais e Humanas**, Londrina, v. 36, n. 2, p. 95-110, jul./dez. 2015.
- CORONEL, Daniel Arruda; AZEVEDO, André Filipe Zago de; CAMPOS, Antônio Carvalho. Política industrial e desenvolvimento econômico: a reatualização de um debate histórico. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 34, n. 1, p. 103-119, jan./mar. 2014.
- CURADO, Marcelo. Industrialização e desenvolvimento: uma análise do pensamento econômico brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 22, n. 3, p. 609-640, dez. 2013.
- _____. Uma avaliação da economia brasileira no Governo Lula. **Economia & Tecnologia**, Centro de Pesquisas Econômicas (CEPEC) / Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico (PPGDE), Universidade Federal do Paraná (UFPR), Curitiba, a. 7, vol. especial, p. 91-103, 2011.
- CURADO, Marcelo; NASCIMENTO, Gabrieli Muchalak. O Governo Dilma: da euforia ao desencanto. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, v. 36, n. 128, p. 33-48, jan./jun. 2015.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 4th ed. United States of America: Wiley, 2015.

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

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

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

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

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

INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA (IBRE). **FGVDados – IE-E Sem Ajuste Sazonal – Índice de Expectativas Empresarial (CNAE 2.0) (1428470)**. Disponível em: <http://www14.fgv.br/novo_fgvdados/visualizaconsulta.aspx>. Acesso em: 11 abr. 2019.

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: 11 abr. 2019.

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

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

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

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

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

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

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

MONTES, Gabriel Caldas; MACHADO, Caroline Cabral. 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.

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

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

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

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

RIBEIRO, Laudelina Alves; STAMM, Cristiano. Indústria de transformação brasileira: uma análise das expectativas dos empresários e do emprego (2003-2017). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 21., 2018, Curitiba. **Anais...** Curitiba, 2018. Disponível em: <https://www.anpec.org.br/sul/2018/submissao/files_l/i2-1c547062204add00e5f86287b739f011.docx>. Acesso em: 28 abr. 2019.

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

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

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

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

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

ANEXOS

Anexo A – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VAR

VEC Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Date: 04/22/19 Time: 22:59		
Sample: 2010M01 2018M12		
Included observations: 104		
Lags	LM-Stat	Prob
1	1,968542	0,7415
2	9,111487	0,0584
3	13,56718	0,0088
4	4,465740	0,3466
5	1,491771	0,8281
6	12,34385	0,0150
7	4,406603	0,3538
8	1,095589	0,8950
9	3,962883	0,4111
10	1,763404	0,7792
11	1,037692	0,9040
12	2,733174	0,6034
Probs from chi-square with 4 df.		

Anexo B – Teste LM de autocorrelação para a defasagem do modelo VEC

VAR Residual Serial Correlation LM Tests		
Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h		
Date: 04/22/19 Time: 22:32		
Sample: 2010M01 2018M12		
Included observations: 103		
Lags	LM-Stat	Prob
1	8,776546	0,0669
2	4,500939	0,3424
3	10,16862	0,0377
4	2,699478	0,6093
5	5,772931	0,2168
6	12,89058	0,0118
7	3,980318	0,4087
8	1,988818	0,7378
9	4,703023	0,3191
10	4,019771	0,4033
11	0,563911	0,9670
12	1,661098	0,7978
Probs from chi-square with 4 df.		

Anexo C – Teste de heterocedasticidade

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms					
Date: 04/22/19 Time: 22:32					
Sample: 2010M01 2018M12					
Included observations: 103					
Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
53,	5	0			
13197	4	,5079			
Individual components:					
Dependent	R-squared	F(18,84)	Prob,	Chi-sq(18)	Prob,
res1*res1	0,108924	0,570449	0,9112	11,21920	0,8848
res2*res2	0,220058	1,316681	0,1989	22,66593	0,2038
res2*res1	0,115612	0,610049	0,8823	11,90799	0,8520

Anexo D – Teste de normalidade

VEC Residual Normality Tests
Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 04/22/18 Time: 23:12
Sample: 2010M01 2018M12
Included observations: 103

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob,
1	0,049437	0,041956	1	0,8377
2	0,062611	0,067296	1	0,7953
Joint		0,109252	2	0,9468
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob,
1	4,984952	16,90932	1	0,0000
2	5,477435	26,34090	1	0,0000
Joint		43,25023	2	0,0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob,	
1	16,95128	2	0,0002	
2	26,40820	2	0,0000	
Joint	43,35948	4	0,0000	