

IMPACTO DOS CHOQUES MACROECONÔMICOS SOBRE O SETOR INDUSTRIAL CEARENSE: UMA ABORDAGEM UTILIZANDO O MODELO DE VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO

Yure Révelles da Silva Moura¹
João Paulo Martins Guedes²

Resumo: Esse artigo tem como objetivo investigar como o setor industrial do Ceará responde aos choques que ocorrem em importantes variáveis macroeconômicas e examina uma possível relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e o produto industrial. Para isto, foi utilizado um conjunto de dados mensais, entre janeiro de 2002 a dezembro de 2019, das variáveis Preços do Petróleo, Taxa de Câmbio, Taxa de Juros e Produção Industrial. A estratégia metodológica se concentrou na análise da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e na estimação de uma função impulso resposta e decomposição da variância, por meio de uma modelagem com Vetores Autoregressivos VAR/VEC. Como resultado, foi possível identificar a existência de uma relação de longo prazo entre o produto industrial e as variáveis do sistema.

Palavras-chave: Indústria. Ceará. Choques exógenos. VEC.

IMPACT OF MACROECONOMIC SHOCKS ABOUT THE INDUSTRIAL SECTOR OF CEARA: AN APPROACH USING THE ERROR CORRECTION VECTOR MODEL

Abstract: This article aims to investigate how the industrial sector in Ceara responds to shocks that occur in important macroeconomic variables and to examine a possible long-term equilibrium relationship between the variables and industrial output. For this, a set of monthly data was used, between January 2002 and December 2019, of the variables Oil Prices, Exchange Rate, Interest Rate and Industrial Production. The methodological strategy focused on the analysis of the long-term equilibrium relationship between the variables and on the estimation of an impulse response function and variance decomposition, through a modeling with vectors autoregressive VAR/VEC. As a result, it was possible to identify the existence of a long-term relationship between the industrial product and the system variables.

Keywords: Industry. Ceara. Exogenous shocks. VEC.

IMPACTO DE LOS CHOQUES MACROECONÓMICOS EN EL SECTOR INDUSTRIAL CEARA: UN ENFOQUE UTILIZANDO EL MODELO VECTORIAL DE CORRECCIÓN DE ERRORES

Resumen: Este artículo tiene como objetivo investigar cómo el sector industrial de Ceará responde a los choques que ocurren en importantes variables macroeconómicas y examina una posible relación de equilibrio a largo plazo entre las variables y la producción industrial. Para ello se utilizó un conjunto de datos mensuales, entre enero de 2002 y diciembre de 2019, de las variables Precios del

¹ Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Programa de Pós-Graduação em Economia, Natal (RN), Brasil, yure_carius@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0001-5100-6646>

² Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN), Departamento de Economia e Programa de Pós-Graduação em Economia, Natal (RN), Brasil, joao.martins@ufrn.br, <https://orcid.org/0000-0002-9703-2791>

Petróleo, Tasa de Cambio, tasa de Interés y Producción Industrial. La estrategia metodológica se centró en el análisis de la relación de equilibrio de largo plazo entre las variables y en la estimación de una función impulso respuesta y descomposición de la varianza, mediante una modelación con Vectores Autoregresivos VAR/VEC. Como resultado, fue posible identificar la existencia de una relación de largo plazo entre el producto industrial y las variables del sistema.

Palabras clave: Industria. Ceará. Choques exógenos. VEC.

Introdução

Compreender os efeitos que choques macroeconômicos provocam em determinados setores da economia é uma abordagem que vem ganhando atenção tanto a nível nacional como regional, principalmente relacionados a atividade industrial. São exemplos os trabalhos de Araujo (2004), Tomazzia e Meurer (2009), Correa (2012) e Cavalcanti (2013).

No cenário internacional estudos de Ganley (1997), Dedola e Lippi (2005) e Ibrahim (2005) tem apontado para um relativo grau de sensibilidade e heterogeneidade nas respostas do setor industrial frente a choques na taxa de juros, revelando que a indústria responde negativamente a movimentos nos juros, sendo que os maiores impactos estão diretamente relacionados a fatores interno da empresa. No Brasil, os trabalhos de Araujo (2004), Tomazzia e Meurer (2009), Cavalcanti (2013) e Samate et. al. (2019) tem evidenciado que a taxa de juros exerce um papel importante no desempenho do setor industrial, principalmente em pequenas e médias empresas agindo sobre a demanda e o investimento a médio e longo prazo.

O setor industrial também pode sofrer impactos por movimentos relacionados a taxa de câmbio, por exemplo. Além do efeito direto do câmbio sobre os produtos comercializados no mercado internacional, a taxa de câmbio também influencia indiretamente o nível preço das manufaturas através de dois mecanismos: o primeiro relacionado ao uso de insumo industrial importado, e em segundo, pelas exportações de produtos industriais. Pelo lado das importações, os trabalhos de Junior et al. (2011) e Junior et al. (2016), mostraram que a atividade industrial tem recebido impactos das variações cambiais por meio do aumento dos custos relacionados a importação de

insumos, principalmente, insumos para produção de bens duráveis e intermediários, refletindo diretamente nas margens de lucro dos produtores. Já pelo lado das exportações, Berman et al. (2012) e Correia (2012) observaram que a indústria é afetada através do canal das receitas e do volume exportado, já que oscilações no câmbio tendem a modificar os preços praticados no mercado internacional, e assim, a margem de lucro das empresas exportadoras.

Por fim, outro componente presente na indústria que pode determinar o seu desempenho é o petróleo. O insumo ainda é utilizado com frequência em boa parte das indústrias, principalmente em segmentos intensivos em óleo. Os estudos de Lee e Ni (2002), Jimenez-Rodriguez (2008), Wang e Zhang (2014) e Salles e Almeida (2017) mostraram que uma parcela significativa das indústrias ainda utiliza o insumo em seu processo produtivo e, assim, acabam registrando variações significativas na produção quando há movimentos no preço da *commoditie*.

Neste sentido, a busca por evidências que apontem de que forma a indústria estadual responde a esses choques torna-se uma informação valiosa para os formuladores de políticas industriais, ainda mais se tratando de um recorte regional.

Em nível regional, o estado do Ceará possui a terceira maior contribuição no PIB industrial do Nordeste. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), entre o período de 2002 à 2017 o Ceará contribuiu, em média, com 14,5% na participação do Valor Adicionado Bruto (VAB) total da indústria na região. Dentro do estado, a indústria gerou um PIB de R\$ 24,4 milhões, em 2019, representando 17,1% do PIB, e sendo responsável por gerar, aproximadamente, 306 mil postos de trabalho. Além disso, é o principal setor exportador do estado, respondendo por, aproximadamente, 86,9% do total das exportações, sendo que entorno de 28,8% se constituem de produtos manufaturados. Traçando um perfil industrial do estado, segundo informações da Confederação Nacional da Indústria (CNI), para o ano de 2019, o Ceará possuía um pouco mais de 14 mil empreendimentos industriais, ficando atrás apenas do estado da Bahia com 16.930 estabelecimentos. Já em relação ao porte industrial, cerca de 70% dos estabelecimentos são classificados como microempresas e 23% pequenas empresas, que juntas são responsáveis por 33,7% do emprego industrial no estado.

Em termos de composição industrial, a maior parte dos produtos produzidos no Ceará concentram-se em segmentos de bens não-duráveis (alimentos, bebidas, produtos têxteis, artigos de vestuário, calçados e frutas) e bens intermediários (metalurgia, produtos de borracha, plástico e produtos químicos) que representam mais de 70% da atividade industrial (IBGE, 2019; CNI, 2019).

Dado a relevância do setor para o estado, este estudo tem como objetivo central investigar o comportamento do setor industrial do Ceará em resposta a choques exógenos nas variáveis macroeconômicas: taxa de juros nominal, taxa de câmbio e preço do petróleo. Além de verificar a existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e o produto industrial.

Para alcançar o objetivo delimitado neste estudo utilizou-se como variável dependente o produto industrial agregado, com periodicidade mensal, entre janeiro de 2002 a dezembro de 2019. Como variáveis macroeconômicas, para a taxa de câmbio real adotou-se a taxa de câmbio real efetiva. Já para o preço do petróleo, utilizou o preço do barril de petróleo bruto, e, por fim, como taxa de juros nominal, utilizou-se a variável *overselic*.

Já como estratégia metodológica, adotou-se a abordagem com Modelo Vetorial de Correção de Erro (VECM), complementando com a função impulso-resposta e a decomposição da variância. Nossa investigação empírica contribui na compreensão dos mecanismos de transmissão de choques no nível da indústria estadual, em curto e longo prazo, utilizando um modelo VECM incluindo tanto variáveis macroeconômicas internas como externas. Além disso, trazemos indícios de uma possível relação de curto e longo prazo no setor industrial, algo pouco encontrado na literatura a nível regional.

Como principais resultados foi possível identificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o produto industrial e as variáveis, além disso, encontramos que a indústria do Ceará é sensível e responde de forma heterogênea e com intensidade diferente aos choques nas variáveis. Com isso, nossos achados contribuem com o entendimento do comportamento do setor industrial a choque exógenos e nos fornece informações valiosas pra mitigar os impactos dentro do setor e auxiliar na proteção da indústria local.

Além dessa introdução, o trabalho é constituído por mais quatro seções. A segunda seção compreende a revisão de literatura sobre o impacto das variáveis sobre o setor industrial. A terceira engloba a descrição da base de dados, bem como os procedimentos metodológicos econométricos utilizados. Para a quarta seção, são apresentados os resultados. Por fim, a quinta seção faz um apanhado dos principais resultados obtidos.

Referencial Teórico

A construção da revisão de literatura, tem como ponto de partida os trabalhos que empregam a modelagem de Vetores Autorregressivos (VAR), ou com Vetor de Correção de Erros (VEC), para analisar o comportamento do setor industrial a choques nas variáveis taxa de juros, câmbio real e preço do petróleo.

Choques na taxa de juros

Investigando as reações do setor industrial Ganley (1997) encontrou sensibilidade no produto industrial de 24 setores da economia do Reino Unido à mudanças na política monetária, porém, essa sensibilidade diferiu acentuadamente entre os setores. Além disso, o setor de manufaturas respondeu de forma mais acentuada a uma contração monetária.

Dedola e Lippi (2005) constataram que o impacto é mais forte nas indústrias de bens duráveis. Os autores encontraram evidências de heterogeneidade na indústria entre os países³ e a presença de efeitos políticos, em resposta a uma mudança na condução da política monetária.

Indo na contramão das evidências Hayo (2005) encontrou que para o caso da indústria alemã, as respostas positivas teriam maior predominância que os efeitos negativos. O autor ainda verificou que as reações ocorrem relativamente mais cedo na indústria química e tarde no segmento de engenharia elétrica.

Ibrahim (2005) realizou uma estimação para oito produtos setoriais na Malásia e dentre os principais resultados encontrados, destaca-se a sensibilidade de setores específicos, no caso o setor industrial, a movimentos na taxa de juros. Além disso, o autor encontrou uma reação negativa e persistente do setor manufatureiro ao longo do período pós-choque.

³ França, Alemanha, Itália, Reino Unido e Estados Unidos.

Incorporando características relacionadas ao mercado financeiro e industriais Peersman e Smets (2005) encontraram efeitos negativos e heterogêneos na indústria tanto no efeito geral como no grau de assimetria, em resposta a um aumento na taxa de juros. Além disso, os autores verificaram que esse resultado é maior e significativo em recessões.

Ghosh (2009) encontrou uma significativa diversidade entre as respostas no setor industrial indiano, segmentos como: indústrias de têxteis, vestuário e produtos alimentares apresentam uma resposta entre 13,6% e 15,5%. E para setores mais intensivos em capital, por exemplo: 17,4%, no caso de máquinas e equipamentos e cerca de 21%, no caso de rádio e TV.

Para o caso brasileiro, Araujo (2004) verificou a presença de assimetria em termos de intensidade e persistência das respostas entre as regiões Nordeste e Sul. A região Sul, especialmente o estado do Rio Grande do Sul, reagiu mais fortemente a choques da política monetária. Já para a região Nordeste, destacou-se os estados de Pernambuco e Bahia.

Tomazzia e Meurer (2009) encontraram evidências que os setores industriais no Brasil respondem negativamente a aumentos na taxa de juros, mas com diferença no nível do efeito. Para os bens de consumo duráveis, o efeito máximo encontrado foi entre -1,2% (quatro meses) a -1,6% (dez meses). Enquanto o setor de bens de capital, registrou intensidade de -0,8% a -1% e os bens de consumo intermediários, entre -0,5% (seis a nove meses até vinte meses).

Resultado semelhante foi encontrado nos estudos de Cavalcanti (2013), que confirmou que a produção industrial brasileira responde negativamente a choques positivos na taxa de juros (selic), concluindo assim que a taxa de juros é relevante na determinação do comportamento do produto industrial.

Samate et al. (2019) investigando o efeito da taxa de juros e do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) sobre a produção industrial, verificaram que movimentos nos juros provocam um declínio na produção industrial, em que a redução máxima (-0,75) pontos percentuais concentrou-se a partir do décimo período.

Dessa maneira, pode-se confirmar que a taxa de juros exerce um impacto negativo sobre o produto industrial. No entanto, alguns setores encontram-se mais

propensos e podem responder mais fortemente. Por outro lado, levanta-se indícios que algumas características das empresas também possam determinar a magnitude desse impacto, por exemplo: tamanho da empresa, alavancagem, especialização do setor etc. Portanto, espera-se que o setor industrial responda negativamente a movimentos na taxa de juros.

Choques na taxa de câmbio

Observando os efeitos do câmbio sobre a indústria a nível regional nos países da União Econômica e Monetária (UEM), Ollero et al. (2001) observou que regiões com poucas atividades industriais, tendem a sentir um impacto mais acentuado e por um período maior, quando há oscilações na taxa de câmbio. Além disso, a taxa de câmbio pode agir tanto via receitas como custos empresariais, no entanto, a magnitude do choque acaba sendo determinada pela abertura da indústria na região e pela diversidade na base produtiva.

Hahn (2007) verificou um elevado grau de heterogeneidade na sensibilidade tanto nos preços quanto na atividade setorial da indústria, sendo que os bens de capital e intermediário dos agrupamentos industriais (MIGs), foram responsáveis por quase todo o impacto na produção (cerca de 90%), enquanto que para os principais subsetores todo o impacto veio do setor manufatureiro, em especial da maquinária.

Já Berman et al. (2012) verificou que as empresas francesas de alto desempenho reagem mais significativamente frente a uma depreciação no câmbio, aumentando seu *markup* e reduzindo seu volume exportado.

Akay e Cifter (2014) buscaram determinar a exposição da indústria, no nível das empresas, e da indústria em fábricas turcas as oscilações da taxa de câmbio ponderada. Como resultados, os autores verificaram que a abertura da indústria ao mercado externo é o fator mais importante para determinar as oscilações do câmbio sobre a atividade industrial.

Casas (2020) encontrou três efeitos peculiares no impacto das flutuações da taxa de câmbio na indústria manufatureira Colombiana. O primeiro relacionado a heterogeneidade setorial, quanto ao uso de insumos importados e intermediários no processo produtivo. Em segundo lugar, a resposta dos preços das exportações e

importações a flutuações na taxa de câmbio varia muito entre os setores. Em terceiro lugar, encontrou-se evidência do efeito do canal de custo marginal na relação entre o repasse da taxa de câmbio e o uso de insumos importados no nível industrial.

Analisando os efeitos do câmbio nos produtos manufaturado brasileiros, Junior et al. (2011) investigaram uma possível hipótese de histerese⁴ para as exportações de produtos manufaturados, de 15 setores industriais entre 1985 a 2005, e para importações, entre 1996 a 2008. O estudo concluiu que a hipótese de histerese foi rejeitada para o agregado dos produtos manufaturados das exportações, mas foi aceita para o setor de veículos, máquinas e tratores, material elétrico e químicos. Já para as importações, a hipótese de histerese foi aceita para o agregado dos produtos manufaturados e para dez setores industriais⁵.

Já Correa (2012) concluiu que os maiores repasses ocorrem em setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico. Enquanto, para os produtores de manufaturados esse coeficiente de repasse é reduzido.

Por outro lado, Junior et al. (2016) encontrou que os repasses cambiais para os setores da indústria de transformação brasileira estão associados ao nível de proteção do mercado doméstico. Além disso, o forte grau de repasse para os preços ao atacado mostrou-se relacionado ao coeficiente de insumos importados⁶ da indústria de transformação.

Braatz e Moraes (2016) confirmaram a existência de assimetria entre os estados frente a oscilações na taxa de câmbio. Além disso, os autores destacaram que as características produtivas das economias regionais e a inserção no mercado internacional como fatores na explicação dos diferentes níveis e intensidade das respostas ao câmbio.

Dessa forma, a literatura tem mostrado que oscilações na taxa de câmbio podem agir de diferentes formas na indústria. O segmento de bens de consumo durável mostrou-se o setor mais vulnerável. Já os insumos industriais e intermediários o impacto irá depender da sua participação na indústria. Dessa maneira, espera-se encontrar uma resposta negativa da indústria frente a oscilações na taxa de câmbio real.

⁴ Indica a ocorrência de efeitos permanentes causados por estímulos exógenos temporários.

⁵ Borracha, elementos químicos, minerais não metálicos, outros produtos metalúrgicos, veículos automotores, peças e outros veículos, químicos diversos, plásticos e artigos de vestuário.

⁶ O coeficiente de insumo importado mostra o quanto o setor utiliza de insumo importado na produção de seus bens domésticos.

Choques no preço do petróleo

Com a finalidade de apresentar como o aumento no preço do petróleo impacta as atividades industriais, Hamilton (1973) observou que choques no preço do petróleo tem um efeito adverso na produção real, principalmente em indústrias onde o petróleo é usado como insumo. De acordo com os resultados, produtores de petróleo e gás, equipamentos, serviços e distribuição de petróleo, metais industriais e indústrias mineiras na zona do euro mostram uma resposta positiva, o que foi contrário ao esperado pelo autor.

Lee e Ni (2002) observaram que choques no preço do petróleo tem uma variedade de efeitos negativos sobre as indústrias americanas. O estudo ainda revelou que segmentos intensivos em óleo reduzem, principalmente, a oferta, ao mesmo tempo em que reduzem a demanda de muitas outras indústrias, especialmente a automobilística.

Já Jimenez-Rodriguez (2008) encontrou evidências de homogeneidade das respostas da produção industrial entre as indústrias da Itália e dos países anglo-saxões (Reino Unido e EUA), bem como a existência de heterogeneidade entre indústrias em três (França, Alemanha e Espanha) dos quatro países na União Monetária Europeia (UEM).

Posteriormente, Jimenez-Rodriguez (2011) verificou que os preços mais altos do petróleo reduzem o nível da produção agregada de manufatura em todos os países da UEM, no entanto, os impactos são semelhantes para o Reino Unido e os EUA. Já as respostas da produção industrial italiana e alemã, apresentaram uma relativa semelhança com as encontradas nos países anglo-saxões, com todas as indústrias respondendo negativamente. A exceção dos impactos negativos foram os segmentos de “têxteis, vestuário e couro” e “metais básicos” na Alemanha.

Já Scholtens e Yurtsever (2012) observaram que o impacto do preço do petróleo difere substancialmente nos segmentos. Sendo que 33 das 38 indústrias responderam de forma negativa aos choques no preço do petróleo. Entretanto, diferentemente dos estudos consultados, os autores mostraram que aumentos no preço do petróleo beneficia indústrias intensivas em petróleo (produção de petróleo e gás, equipamentos de petróleo, metais industriais, mineração).

Wang e Zhang (2014) investigaram os impactos dos choques globais do preço do petróleo nas indústrias fundamentais⁷ da China e os movimentos extremos dos preços. Os autores encontraram que o choques negativos no preço do petróleo tiveram maior impacto e predominaram sobre os quatro segmentos industriais. Além disso, o mercado petroquímico foi o que mais sofreu com as oscilações. O estudo ainda confirmou que quando há saltos no preço, o setor petroquímico mostrou ser o mais sensível em comparação os demais.

Morana (2017) encontrou fortes efeitos assimétricos e negativos na indústria frente a variações no preço do petróleo. Destaque para a contração da produção industrial que se aprofunda com a magnitude do choque e o nível alcançado do próprio preço do petróleo.

Analisando os efeitos na indústria brasileira, Salles e Almeida (2017) confirmaram que os bens de consumo duráveis respondem positivamente (1,5%) a movimentos no preço do petróleo. Já para a produção industrial de mineração e bens intermediários, foi encontrado uma resposta de (0,05%) para ambos.

Portanto, o preço do petróleo, assim como a taxa de câmbio, exerce impactos diversos e assimétricos em diferentes segmentos da indústria. No entanto, verificou-se que, na maioria dos casos, o setor industrial responde negativamente a choques no preço do petróleo. Assim, espera-se que o produto industrial responda negativamente a movimentos no preço da *commoditie*.

Apresentados os impactos que cada variável macroeconômica exerce sobre o setor industrial, a seguir será descrito a base de dados, e em seguida, será exposto a estratégia econométrica empregada no estudo.

Metodologia

Variáveis e base de dados

Os dados utilizados nesse trabalho se encontram organizados com periodicidade mensal, no intervalo entre janeiro de 2002 a dezembro de 2019, totalizando 216 observações. A variável referente ao produto industrial foi obtida a partir da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (PIM-PF) disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE). Para tanto, considerou-se para

⁷ Os autores focaram mais especificamente, em quatro setores: grãos, metais, petroquímicos e gorduras do petróleo.

esse exercício o agregado total da indústria do Ceará⁸. A série industrial foi dessazonalizada utilizando o software X-13-ARIMA-SEATS. Como variáveis macroeconômicas, considerou-se o preço do petróleo bruto, do tipo Brent, em US\$ por barril, obtido junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI). Para o câmbio real, utilizou-se o índice da taxa de câmbio real efetiva obtida a partir do Banco Central do Brasil (BCB). Já para taxa de juros nominal, adotou-se a taxa Overnight/Selic (Overselic) obtida junto ao BCB, disponibilizada pelo site Ipeadata. Portanto, o resumo das variáveis utilizadas encontra-se descritas a seguir na Tabela 01.

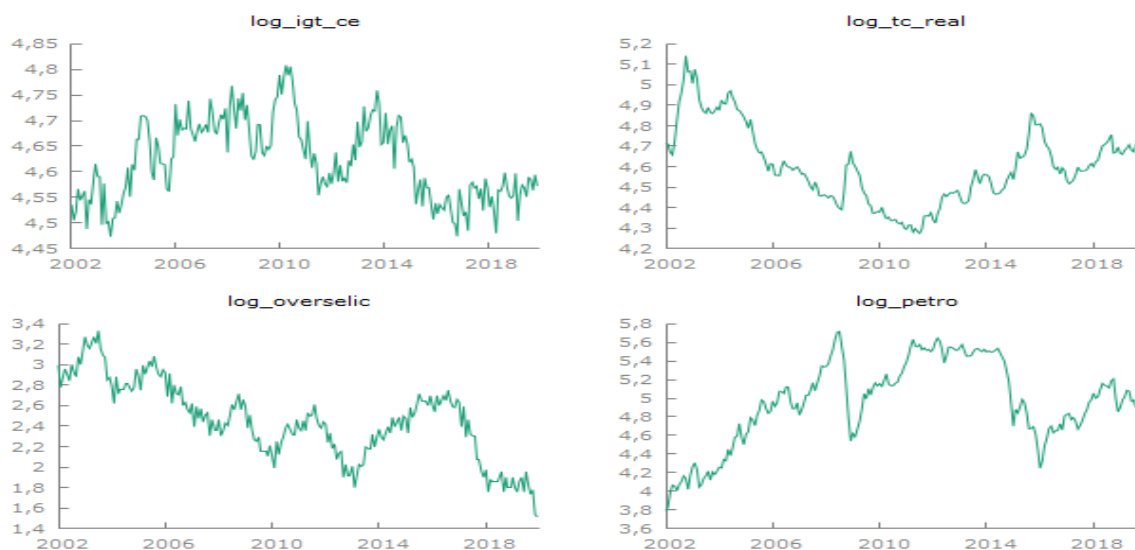
Tabela 01 - Variáveis utilizadas no estudo

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Indústria Geral Ceará	igt_ce	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (base: 2012=100)	IBGE
Preço do petróleo	petro	Preço do petróleo bruto, Brent datado, FOB Reino Unido (US\$ por barril)	FMI
Taxa de câmbio real efetiva	tc_real	Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) – Jun/1994=100)	BCB
Taxa de juros nominal	overselic	Taxa de juros Over/ Selic (% a.m.)	BCB

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

A Figura 01 auxilia no entendimento do comportamento da dinâmica das variáveis no decorrer do período analisado. A atividade industrial apresentou um comportamento volátil durante todo o período, com tendência de crescimento na maior parte da série. Para as séries macroeconômicas, observa-se comportamentos distintos e acentuados em alguns períodos, destaque para o preço do petróleo no mercado internacional. Para o câmbio real, observou-se uma tendência de desvalorização da taxa de câmbio real desde o início de 2002 até o ano de 2011. Já a taxa de juros nominal apresentou um comportamento de redução desde o começo da série até o ano de 2012, movimento que em parte esteve relacionado com o ambiente interno favorável, principalmente, com baixas taxas de inflação.

⁸ No total da indústria geral não é computado o segmento da indústria da construção civil.

Figura 01 - Comportamento das séries temporais, mensal entre 2002.01 2019.12

Fonte: IBGE, FMI e BCB; elaborada pelo próprio autor; **Nota:** Variáveis em logaritmo natural; Da esquerda para a direita: Indústria geral do Ceará, câmbio real, taxa de juros nominal e preço do petróleo.

Quando se estuda dados de séries temporais, o primeiro passo é identificar se as variáveis são estacionárias⁹. Se for realizado um procedimento de estimação com duas séries não estacionárias, há uma grande probabilidade de obter estimativas viesadas e inconsistentes, isso porque a regressão estimada pode apresentar estatísticas significativas entre as variáveis, porém sem nenhuma relação causa-efeito (HAMILTON, 1994).

Para determinar a estacionaridade das variáveis, utilizou-se três testes de raiz unitária: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Dessa forma, caso seja identificado a estacionaridade das séries, será aplicado a modelagem VAR. Caso contrário, será investigado a possibilidade de o conjunto de dados serem cointegrados e assim far-se-á uso da modelagem VEC.

Modelo VAR/VEC

O modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) com Vetor de Correção de Erros (VEC) é uma modelagem que permite a interação entre séries não estacionárias e que possuam uma relação de equilíbrio de longo prazo. Quando as séries do modelo não são estacionárias, pode existir uma combinação linear entre elas que seja estacionária. Se verificarmos a existência de tal combinação, dizemos que as séries

⁹ Uma série é dita estacionária se o processo estocástico apresenta média e variância constante ao longo do tempo e o valor da covariância depender apenas do período de tempo que separa os dois, ou seja, a defasagem não é do tempo (HAMILTON, 1994).

são cointegradas e interpretamos essa combinação como uma relação de equilíbrio de longo prazo. Além disso, o VEC constitui-se uma abordagem mais completa da classe dos modelos VAR (ENGLE; GRANGER, 1987).

Para chegarmos à identificação do modelo, considere o modelo VAR de ordem p em sua forma reduzida, descrito como:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

Em que $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})$ é um vetor estocástico k -dimensional - composto pelas variáveis do modelo -, o termo A_i representa a matriz dos coeficientes e o parâmetro v representa o vetor de constantes e p o número de defasagem. Já o termo de erro u_t é um termo de erro do tipo ruído branco¹⁰.

Uma das hipóteses que permitem a utilização dessa modelagem consiste em que todas as séries sejam estacionárias, ou seja, identificadas como estacionária em nível - $I(0)$. No entanto, caso alguma variável seja não estacionária o modelo deixa de ser adequado para descrever aquele processo de dados. Além disso, deixa de atender a condição de estabilidade¹¹ do sistema VAR (HAMILTON, 1994; ENDERS, 2014).

Para contornar esse problema de modelar séries não estacionárias, Lutkepohl (2005) afirma que caso y_t sejam integradas de ordem um - estacionárias em primeira diferença - ou, simplesmente, $I(1)$, as variáveis podem ser potencialmente cointegradas e assim possuir um componente de curto e longo prazo entre as séries. Neste caso, é adequado fazer uma reparametrização na equação (1), subtraindo y_{t-1} em ambos os lados da equação e rearranjar os termos, obtendo assim a seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_t + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Tem-se que $\alpha \beta' = \Pi$ são conhecidas como as r relações de cointegração que refletem a trajetória de longo prazo entre as variáveis do sistema. O parâmetro α é definido como a matriz de coeficientes de ajustamento e, por fim, o parâmetro Γ_i representa a matriz de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Posto isso, o próximo passo é testar a hipótese nula para cointegração a partir do termo Π para definir a quantidade de vetores de cointegração (r). Para captar essa

¹⁰ Com média zero e variância constante.

¹¹ Para que um modelo seja considerado estável é necessário que o valor absoluto das raízes do polinômio característico seja menor que um (1).

informação utilizou-se o teste de Johansen¹² que é um método multivariado que utiliza para estimação o método da máxima verossimilhança.

Para Enders (2014), o procedimento de Johansen consiste em testar o número de raízes características diferentes de zero na matriz de informação de longo prazo, que corresponde ao número de relações e vetores de cointegração entre as variáveis do sistema. Dessa forma, a cointegração é testada através dos Testes Traço e do Máximo Autovalor.

O teste Traço e Máximo Autovalor considera como hipótese nula a existência de r_0 raízes características diferentes de zero (r_0 vetores de cointegração). A diferença entre os dois testes consiste na hipótese alternativa de cada um. Enquanto o teste Traço tem como hipótese alternativa $r > r_0$, para o máximo autovalor $r = r_0 + 1$ vetores de cointegração. Dessa forma, caso os valores para as estatísticas traço e máximo autovalor, sejam maiores que os valores críticos então há indícios de cointegração, ou seja, existe uma relação equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Dessa maneira, a modelagem com o modelo VEC mostra-se útil para expressar essas relações de curto e longo prazo entre as variáveis (JOHANSEN, 1988; ENDERS, 2014).

Formalmente, o modelo VEC pode ser expresso a partir da equação (2) e rearranjando-o para uma representação geral, como segue:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \sum_{p-1} \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (3)$$

onde $\Pi = \alpha\beta'$ é a matriz de informação de longo prazo ($k \times k$), Γ_{p-1} e a matriz que representa a dinâmica de curto prazo das variáveis. Sendo que essa última apresenta a versão completa do VEC em que cada equação é um modelo de correção de erro.

Definido o modelo a ser utilizado no trabalho, a próxima etapa consiste em construir a equação para o setor industrial. Dessa forma, o sistema VEC construído para o presente estudo pode ser representado pela seguinte equação (4) logaritimizada:

$$\log(igt_{ce_t}) = \alpha_1 + \beta_{1j} \sum_{j=1}^p \log(petro_{t-j}) + \gamma_{1j} \sum_{j=1}^p \log(tc_real_{t-j}) + \delta_{1j} \sum_{j=1}^p \log(overselic_{t-j}) + u_{1t}$$

em que os parâmetros α , β , γ e δ representam a matriz dos coeficientes, o parâmetro p representa a ordem de defasagem e μ é o vetor de perturbação aleatória não

¹² Para mais detalhes sobre o teste consultar Johansen (1988).

correlacionados entre si contemporaneamente e temporalmente. Como a equação encontra-se disposta na forma funcional do tipo log-log, cada parâmetro encontrado refere-se as elasticidades das variáveis. Já os parâmetros foram estimados¹³ pelo método da Máxima Verossimilhança (MV). Portanto, a seguir será exposto os resultados econométricos obtidos a partir da estimação empírica para o setor industrial cearense.

Resultados econométrico

O procedimento inicial é a verificação da estacionaridade das séries. Em um primeiro momento, foi realizado os testes de raiz unitária: ADF, KPSS e PP. Logo em seguida, foi realizado a diferenciação da série e novamente feito cada teste em primeira diferença. Caso constatado que as variáveis sejam não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, serão ditas I(1). Caso contrário, as variáveis serão estacionárias em nível, ou simplesmente I(0).

A Tabela 02 apresenta um resumo dos resultados dos testes de raiz unitária, bem como a ordem de integração de cada série. Para o teste ADF, que foi especificado apenas com a constante, observou-se a não rejeição da hipótese nula para todas as séries, indicando que as variáveis são não estacionárias em nível, mas são estacionárias em primeira diferença, ou I(1).

Já o teste KPSS realizado com a presença da constante e tendência, observou-se que todas as séries rejeitaram a hipótese nula, o que significa que as variáveis mostraram ser não estacionárias. Por fim, para o teste PP que seguiu a especificação da estimação com constante, exceto para a série referente a taxa de juros (overselic), que foi especificada com constante e tendência, foi observado a rejeição da hipótese nula apenas para a variável (igt_ce), ao nível de 5%, enquanto nas demais variáveis observou-se a não rejeição da hipótese nula, confirmando a não estacionaridade das séries.

Tabela 02 - Resumo dos testes de raiz unitária e ordem de integração

Variáveis	ADF	KPSS	PP
igt_ce	I(1)	I(1)	I(0)
petro	I(1)	I(1)	I(1)
tc_real	I(1)	I(1)	I(1)
overselic	I(1)	I(1)	I(1)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

¹³ Executados pelo software Gretl

Como as variáveis foram indicadas como sendo não estacionárias em mais de um teste, deve-se testar se existe uma combinação linear entre elas que seja estacionária, ou seja, verificar se as séries são cointegradas. Portanto, o próximo passo consistiu na realização do teste de cointegração por meio do teste de cointegração de Johansen, especificado com constante sem restrições e tendência restringida, utilizando quatro defasagens com base no Critério de Informação de Akaike (AIC).

A Tabela 03 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen, como resultados pela estatística de Traço, foi verificado a rejeição da hipótese nula de cointegração, ao nível de 5% de significância, indicando existir pelo menos um (1) vetor de cointegração entre a série industrial e as variáveis macroeconômicas. Já o teste do Máximo Autovalor confirmou que as séries são cointegradas, corroborando com os resultados obtidos pelo teste anterior.

Tabela 03 - Teste de cointegração de Johansen

Teste do Traço			
Hipótese nula	Autovalor	Estatística traço	p-valor**
$r = 0^*$	0.18573	69.193	0.0150
$r \leq 1$	0.058757	25.635	0.7572
$r \leq 2$	0.044828	12.798	0.7545

Teste do Máximo Autovalor			
Hipótese nula	Autovalor	Estatística Imax	p-valor
$r = 0^*$	0.18573	43.557	0.0006
$r \leq 1$	0.058757	12.837	0.8137
$r \leq 2$	0.044828	9.7231	0.6547

Fonte: Elaboração própria com base na saída do software Gretl; **Nota:** * Teste indica haver cointegração ao nível de 0,05.; ** Calculados por meio da aproximação de Doornik (1998).

Confirmada a cointegração entre as séries, o próximo passo foi realizar o procedimento de escolha da defasagem adequada para estimação do modelo. Assim, foi realizado o procedimento de escolha da defasagem a partir do critério de seleção ótima. Dessa forma, seguiu-se com base o AIC que apontou quatro defasagens que melhor ajustou o modelo¹⁴. Com isso, estimou-se um modelo VEC com tendência, quatro defasagem e um vetor de cointegração.

Após estimação do modelo foi realizado os testes de estabilidade e de diagnósticos para os resíduos, consultar anexo Figura 3 e Tabela 8, respectivamente.

¹⁴ Embora não tenha sido a quantidade ótima/mínima como recomenda a literatura, a estimação do modelo com apenas duas defasagens acabou indicando a presença de autocorrelação serial no termo de erro. Então, para contornar esse problema e expurgar a autocorrelação seguiu-se a recomendação de Enders (2014) optando-se por incluir mais duas defasagens e estimar o modelo com um total de quatro defasagens.

Em geral, o modelo mostrou-se estável com todas as raízes características do polinômio dentro do círculo unitário. Adicionalmente, o teste de autocorrelação serial (LM) para os resíduos do modelo, confirmaram que os resíduos do VEC não são autocorrelacionados. Portanto, dado que o modelo se mostrou estável e atendeu aos testes de diagnósticos dos resíduos, pode-se seguir com a análise dos resultados obtidos a partir da modelagem proposta.

Dessa forma, a partir da equação (4) pode-se obter a relação de equilíbrio de longo prazo¹⁵ para o setor industrial cearense, dada por:

$$\log(\text{igt_ce}) = -0,001 - 0,141 \log(\text{petro}) - 0,454 \log(\text{tc_real}) - 0,194 \log(\text{overselic})$$

[3,227]***
[4,976]***
[4,173]***

Analisando os coeficientes em conjunto da equação acima, percebeu-se que estes mostraram-se ser estatisticamente significantes, o que revela que um choque nas variáveis macroeconômicas possui, em geral, um efeito negativo sobre a produção industrial.

Em observância aos efeitos individuais das variáveis sobre a indústria, foi possível obter a elasticidade de longo prazo do setor industrial¹⁶. Em termos de magnitude, constatou-se que, em média, um aumento no preço do petróleo em 1%, provoca uma redução de 0,14 pontos percentuais (p.p) no produto industrial do estado. Já uma depreciação real em 1% reduz, em média, o produto em 0,45 (p.p) no longo prazo. Por fim, verificou-se que um aumento de 1% na taxa de juros causa, em média, uma redução de 0,19 (p.p) na produção do setor.

Com isso, pode-se afirmar que o produto industrial cearense é mais afetado pelas oscilações no câmbio real, do que a variações no preço do petróleo e na taxa de juros. Embora para as demais variáveis há uma relativa sensibilidade, porém com menor intensidade. Dessa forma, esses resultados sugerem que possivelmente seja um reflexo de uma exposição mais intensa da economia cearense no mercado internacional, principalmente da indústria, já que a maior parte dos insumos industriais e bens de capital necessários para a indústria, no estado, são provenientes de importação como evidenciado por Maia e Cavalcante (2010), Arruda e Ferreira (2013), Silva et al. (2016) e Neto et al. (2019). Com isso, a maior exposição e dependência

¹⁵ Níveis de significância: 1% (***), 5% (**) e 10% (*); estatística-t representada entre [];

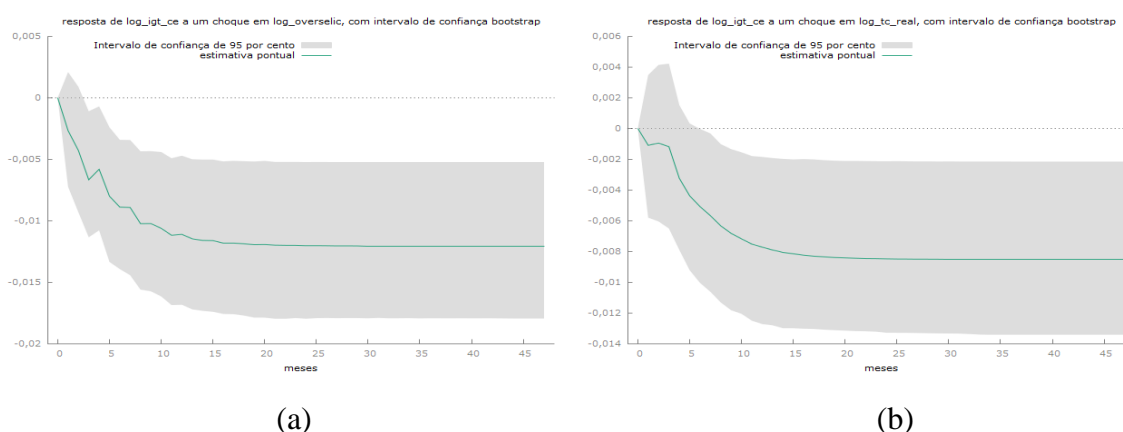
¹⁶ No impacto das elasticidades será considerado apenas o movimento isolado em cada variável mantendo-se assim tudo mais constante.

do insumo importado o setor industrial cearense poderá sentir efeitos mais significativo, no longo prazo, com oscilações na taxa de câmbio real.

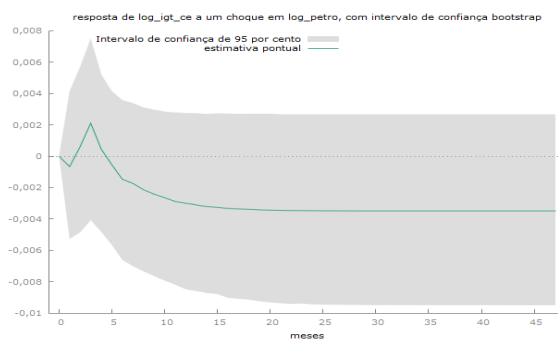
De posse dessas informações, a seguir examinou-se, com o uso da função impulso-resposta, as reações da indústria cearense a um choque específico de um desvio padrão nas variáveis juros, câmbio e preço do petróleo. Na construção dos impactos foi utilizado a decomposição de Cholesky¹⁷, por fim, foi realizado o procedimento considerando um horizonte de 48 meses.

A Figura 02 ilustra o comportamento do setor industrial cearense a um choque de um desvio padrão nas variáveis taxa de juros, câmbio e preço do petróleo. É possível observar a partir da imagem (a), que o produto industrial responde negativamente a aumentos na taxa de juros, principalmente a partir do terceiro mês. Além disso, o produto industrial segue uma trajetória de declínio rápido e significativo de -1.2% a partir do décimo quinto mês. Um dos fatores que possivelmente estejam relacionado a esse comportamento negativo da atividade, atribui-se a existência de uma quantidade significativa de micro e pequenos empreendimentos industriais presentes no estado, que sejam mais suscetíveis a movimentos da taxa de juros via crédito bancário.

Figura 02 - Respostas da indústria geral cearense a um choque de um desvio padrão nas variáveis macroeconômicas



¹⁷ O ordenamento das variáveis foi realizado com base nos estudos consultados e de acordo com a recomendação de Enders (2014). Portanto, seguiu-se o seguinte ordenamento: igt ce, petro, tc real e overselic.



(c)

Fonte: Elaboração própria; **Nota:** 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente. 2) A área sombreada representa o intervalo de 95% de confiança a partir de um bootstrap com 1999 interações.

Em parte, essas micro e pequenas empresas compõem segmentos como: confecção de artigos de vestuário e acessórios, produção de alimentos (frutas e suas partes), fabricação de artefatos de couro e artigos para viagem. Além disso, de acordo com informações do Banco do Nordeste do Brasil (BNB), para o estado do Ceará, entre o período de 2010 e 2019, as operações de crédito¹⁸ contratado pelas micro e pequenas empresas do setor industrial no estado, somaram em média, R\$ 85,5 milhões (CNI, 2019; BNB, 2020).

Santos (2012) reforça que as empresas de pequeno porte tendem a depender mais do capital bancário do que a grande empresa, tanto para o capital de giro como para a realização de novos investimentos. Nesse sentido, como os bancos tomam a taxa de juros da economia (Selic) como referência para formarem seus *spreads* bancários, um aumento na Selic possivelmente cause uma elevação do *spread* elevando assim a custo do empréstimo, dificultando o acesso dos agentes a esse mecanismo, no médio e longo prazo. Portanto, esse seria um dos possíveis canais que esse movimento esteja ocorrendo corroborando com os resultados encontrados por Cavalcanti (2013) e Samate et al. (2019).

Portanto, o aumento da taxa de juros tem um efeito negativo na atividade industrial do estado, assim, é importante discutir medidas de proteção as oscilações na taxa de juros, principalmente, relacionadas ao mercado de crédito ao setor industrial. Uma possibilidade de proteção seria a fixação de uma taxa de juros limite, para o setor, em que ao ser alcançada, acione mecanismos de gatilhos, como por exemplo, a renegociação da dívida com prazos maiores e/ou reduções pontuais na tributação do setor, durante o período de alta dos juros. Tais mecanismos podem

¹⁸ Vale salientar que esse é apenas um dos segmentos de crédito disponível no mercado para as micro e pequenas empresas do Nordeste e Ceará.

protegendo e reduzindo a propagação do choque no setor garantindo a viabilização e continuidade de novos projetos.

Ghosh (2009) ainda destaca que o acesso ao mercado bancário é importante para determinar o impacto do choque da taxa de juros na atividade industrial. Portanto, características relacionadas ao tamanho da indústria e intensidade do uso do capital de giro são determinantes para explicar os diferentes impactos no setor. O que reforça nossas evidências.

Dessa forma, os resultados encontrados referente ao efeito da taxa de juros para o caso da indústria cearense são consistentes com os estudos de Ganley (1997), Dedola e Lippi (2005), Ibrahim (2005), Peersman e Smets (2005), Ghosh (2009), Tomazzia e Meurer (2009), que mostraram uma resposta negativa do setor industrial a oscilações na taxa de juros.

No que se refere aos efeitos de uma depreciação real no câmbio, a imagem (b), nota-se que o produto industrial estadual responde negativamente a oscilações no câmbio real, sendo que o impacto na atividade industrial começa a se agravar a partir do quinto mês. Com o nível mais baixo da atividade industrial ocorrendo a partir do décimo quinto mês, oscilando entre -0,8% e -0,9% por mês até o final do período. O que levanta a hipótese de que o setor industrial interprete o aumento temporário do câmbio real como um movimento permanente sobre a atividade. Além disso, como boa parte da indústria cearense importa bens de capital e insumos industriais possivelmente esse efeito mais duradouro seja oriundo do efeito do câmbio sobre os produtos importados.

Neto et al. (2019) mostrou que os principais segmentos (insumos industriais e bens de capital) de importação do estado do Ceará apresentaram um crescimento expressivo entre 2000 e 2018, com destaque para o grupo de combustíveis e minerais que apresentou uma taxa de variação superior a 360%, quando comparado os anos 2000 e 2018. O que reforça a dependência do estado com relação a importação de insumos industriais voltados a produção de bens intermediários.

Já Junior et al. (2011) encontrou uma relação defasada e assimétrica do câmbio real com as exportações manufaturadas brasileiras. Para os autores, setores intensivos nos segmentos de fabricação de veículos, máquinas e tratores, material

elétrico e químico tenderiam a interpretar esse movimento temporário do câmbio real como permanente.

Dessa forma, os resultados para o produto industrial geral do estado estão de acordo com o estudo de Hahn (2007), que verificou um elevado grau de heterogeneidade na sensibilidade dos setores industriais a oscilações no câmbio. O autor verificou que os setores de bens de capital, bens intermediários e de maquinária sentem um impacto maior a movimentos no câmbio. Além disso, Braatz e Moraes (2016) confirmaram que para o estado do Ceará tanto as exportações como as importações tendem a ser mais impactados por um câmbio mais apreciado.

Essa evidência indica que movimentos no câmbio tendem a ter um efeito negativo e duradouro na atividade industrial, que além ser sensível aos movimentos do câmbio real, apresenta uma significativa dependência de insumos industriais importados, o que acaba reforçando ainda mais o efeito negativo. Como há um frequente aumento na volatilidade na taxa de câmbio real, uma possível solução seria a adoção de medidas baseadas em *hedge*, mecanismo que é utilizado principalmente no mercado financeiro que tem como finalidade proteger o ativo/atividade contra o risco de grandes variações ou especulações, o que ajudaria a amenizar os impactos sobre a atividade industrial. Além disso, é importante que o setor procurar se diversificar mais e reduzir gradativamente a dependência de insumos importados, buscando alternativas dentro da própria região ou país.

Ollero et al. (2001) reforça que regiões em que as atividades industriais se concentraram em poucos segmentos tendem a sofrer mais e por um período maior com movimentos na taxa de câmbio. Como no estado do Ceará, uma parcela mais significativa da indústria é concentrada em segmentos que produzem bens não duráveis e intermediários, essa redução e o prolongamento sejam um reflexo da concentração em poucos segmentos (CNI, 2019).

Por fim, a imagem (c) ilustra o comportamento da indústria cearense a um choque no preço do petróleo. Percebe-se, que a trajetória do choque no setor se mostrou indeterminado¹⁹, logo, não se pode ter conclusões acerca de como o produto industrial responde a movimentos no preço da *commoditie* no mercado internacional.

Ao examinar a matriz produtiva do Ceará, os principais setores que compõe o setor industrial geral estão voltados a produção de bens de consumo não duráveis e

¹⁹ Dado que o intervalo de confiança ficou muito grande não se pode ter certeza da orientação do impacto sobre o setor, assim foi-se considerado como indeterminado o efeito do choque na atividade industrial.

intermediários, que não necessitam diretamente do petróleo em seu processo produtivo, o que justifica em parte esses resultados. O que é algo benéfico para o setor a médio e longo prazo, redirecionando-o para um processo produtivo mais limpo e sustentável. Contudo, é importante frisar que no estado há presença de refinarias e derivativos de petróleo e biocombustíveis, porém possuem uma pequena representatividade, aproximadamente, 2,5% na composição da indústria geral (CNI, 2019).

Com a finalidade de descobrir a proporção da variação do erro de previsão para a indústria geral cearense, por um período de 48 meses. Na Tabela 4, verifica-se o crescimento da proporção do câmbio real e da taxa de juros nas variações da atividade industrial no estado. Chama atenção o crescimento da contribuição da taxa de juros nas explicações das variações do produto, que apresentou um aumento contínuo e rápido ao longo do período. Passando de 16,7% no décimo segundo mês para 29% no vigésimo quarto mês e ao final do período chegando a ser responsável por 36,9% das variações do produto industrial cearense. Dessa forma, o câmbio real e taxa de juros mostraram-se ser as principais variáveis a explicar as variações no produto industrial, juntas ao final do período explicam aproximadamente 54,6%.

Tabela 04 - Decomposição da variância para a indústria do Ceará

Período	Erro padrão	log(igt_ce)	log(petro)	log(tc_real)	log(overselic)
1	0.0345638	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
6	0.0536488	92.7957	0.2005	1.1555	5.8483
12	0.068085	76.3069	0.7907	6.1794	16.7230
24	0.0916023	55.7511	2.0172	13.1558	29.0759
48	0.126688	42.4607	2.8750	17.7173	36.9469

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Apesar de ambas as variáveis possuírem uma significativa relevância na explicação dos movimentos do produto industrial, a taxa de juros mostrou-se ser mais relevante para explicar as variações no produto industrial cearense, considerando um horizonte de 48 meses.

Através desse trabalho foi possível elencar dois principais resultados acerca do comportamento do setor industrial do Ceará a choques exógenos. Em primeiro lugar,

encontrou-se uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o setor e as variáveis macroeconômicas, algo pouco evidenciado na literatura regional. Em segundo lugar, através da função impulso resposta observamos que o setor é sensível e responde negativamente a movimentos no câmbio real e taxa de juros, e que juntas, são as principais responsáveis pelas variações no movimento do produto industrial. Além disso, observou-se que o choque no preço do petróleo não apresentou clareza e relevância para a atividade industrial, o que é um bom indicativo já que mostra que o setor não tem tanta dependência de produtos oriundos do petróleo, tornando-o um setor industrial, em termos ambientais, mais limpo.

Considerações Finais

Este trabalho buscou investigar o comportamento do setor industrial cearense em resposta a choques exógenos, além de verificar a existência de uma relação entre as variáveis e o produto industrial. Para isto, utilizou o modelo com Vetor de Correção de Erros (VEC), a função impulso resposta e a decomposição da variância.

Através dos resultados foi possível encontrar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre o produto industrial e as variáveis, com isso verificou-se que o produto industrial do Ceará é sensível e responde negativamente a mudanças na taxa de câmbio real.

Os resultados da função impulso-resposta mostraram que a indústria cearense responde de forma heterogênea e com intensidade diferente a choques nas variáveis. Observou-se que o produto responde negativamente a movimentos na taxa de juros, com maior efeito a partir do décimo quinto mês. Já a taxa de câmbio real revelou ter um efeito mais acentuado e persistente, principalmente, a partir do décimo período, corroborando com os resultados encontrados na literatura. Por fim, não foi possível obter um resultado claro sobre o efeito do preço do petróleo na variável industrial.

Já a partir da decomposição da variância, pode-se concluir que a maior parte da variância do setor industrial é explicada pelos movimentos da taxa de câmbio real e da taxa de juros. No entanto, destaque para a taxa de juros, que sozinho explica 36,9% das variações no produto industrial no último período. Além disso, vale

mencionar a persistência e crescimento da taxa de câmbio, principalmente, a partir do vigésimo segundo mês.

Dessa maneira, a adoção de medidas baseadas em *hedge* que protejam o setor industrial a movimentos do câmbio são de suma importância para amenizar os impactos sobre a atividade industrial, principalmente em decorrência da frequente volatilidade do câmbio e da significativa dependência de insumos industriais importados que o estado tem apresentado ao longo dos anos. Pelo lado da taxa de juros, a busca pela viabilidade e adoção por parte dos bancos de uma taxa de *spread* bancário máximo para o setor industrial, principalmente para os pequenos empreendimentos industriais, faz-se de grande relevância para amenizar os efeitos dos juros sobre o setor, já que boa parte dos estabelecimentos que utilizam essa ferramenta são caracterizados como micro ou pequenas empresas.

Como limitação do trabalho, não foi possível identificar com clareza porque a resposta do setor industrial cearense se agrava a partir do oitavo mês com trajetória de declínio mais acentuadas. Nesse sentido para dar continuidade ao trabalho, deve se investigar mais os motivos desse agravamento e identificar quais subsetores da indústria são mais afetados por movimentos do câmbio real.

REFERÊNCIAS

AKAY, G. H.; CIFTER, A. Exchange rate exposure at the firm and industry levels: Evidence from Turkey. **Economic Modelling**, Elsevier BV, v. 43, p. 426–434, dec. 2014.

ARAUJO, E. Medindo a Política Monetária Brasileira: Uma Comparação Entre as Regiões Nordeste e Sul. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 35, n. 3, p. 356–393, jul. 2004.

ARRUDA, E. F.; FERREIRA, R. T. **Dinâmica Industrial Cearense e suas Interações Inter/IntraRegionais e Internacionais**. IPCE, 2013.

BCB. Banco Central do Brasil. **Economia e Finanças**. Séries Temporais, 2020. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/#/n/Seriestemporais> . Acesso: mar. 2020.

BNB. Banco do Nordeste do Brasil. **Estatísticas de Aplicações do FNE nos estados do Nordeste**. 2020. Disponível em: <https://www.bnb.gov.br/bnb-transparente/estatisticas-aplicacoes-fne-e-outros-recursos#FNE> . Acesso em: 20 jun. 2020.

BERMAN, N.; MARTIN, P.; MAYER, T. How do Different Exporters React to Exchange rate changes? **The Quarterly Journal of Economics**, v. 127, n. 1, p. 437–492, fev. 2012.

- BRAATZ, J.; MORAES, d. I. G. Impactos Regionais Assimétricos da Política Cambial no Brasil: uma Abordagem com o Método VAR. **Análise Econômica**, Porto Alegre, n. 65, p. 47–73, mar. 2016.
- CASAS, C. Industry heterogeneity and exchange rate pass-through. **Journal of International Money and Finance**, v. 106, p. 1–20, 2020.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Uma análise Econométrica da evolução da Indústria de Transformação Brasileira no período 2002-2012. **Carta conjuntura (IPEA)**, mar. 2013.
- CNI. Confederação Nacional da indústria. **Perfil da Indústria no estado do Ceará**. 2019. Disponível em: <https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/>. Acesso em: nov. 2019.
- CORREA, A. L. Taxa de câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 61–91, abr. 2012.
- DEDOLA, L.; LIPPI, F. The monetary transmission mechanism: Evidence from the industries of five OECD countries. **European Economic Review**, v. 49, n. 6, p. 1543–1569, 2005.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4 ed. Wiley, 2014.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, JSTOR, v. 55, n. 2, p. 251, mar. 1987.
- GANLEY, J. S. C. The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts. **SSRN Electronic Journal**, 1997.
- GHOSH, S. Industry Effects of Monetary Policy: Evidence from India. **Indian Economic Review**, v. 44, n. 1, p. 89–105, 2009.
- HAHN, E. The impact of exchange rate shocks on sectoral activity and prices in the euro area. **ECB Working Paper N°796**, p. 04–33, ago. 2007.
- HAMILTON, D. J. Oil and the Macroeconomy since World War II. **Journal of Political Economy**, v. 91, n. 2, p. 228–248, 1973.
- HAMILTON, D. J. **Time Series Analysis**. Princeton Univers. Press, 1994.
- HAYO, B. U. B. Industry Effects of Monetary Policy in Germany. **SSRN Electronic Journal**, p. 32, ago. 2005.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Industrial Anual – Empresas**, 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria.html> . Acesso em: nov. 2019.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física Regional (PIM-PF/RG)**, 2020. Disponível em: <http://sidra.ibge.gov.br/home/pim-pf-regional> . Acesso em: mar. 2020.

IMF. International Monetary Fund. Data and Statistics. **Primary Commodity Price System**, 2020. Disponível em: <http://data.imf.org/en/Research/commodity-prices>. Acesso em: mar. 2020

IPEADATA. Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada. **Dados macroeconômicos**, 2020. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx> . Acesso em: mar. 2020.

IBRAHIM, M. H. Sectoral effects of monetary policy: Evidence from Malaysia. **Asian Economic Journal**, v. 19, n. 1, p. 83–102, 2005.

JIMENEZ-RODRIGUEZ, R. The impact of oil price shocks: Evidence from the industries of six OECD countries. **Energy Economics**, v. 30, p. 3095–3108, 2008.

JIMENEZ-RODRIGUEZ, R. Macroeconomic structure and oil price shocks at the industrial level. **International Economic Journal**, v. 25, n. 1, p. 173–189, mar. 2011.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Elsevier BV, v. 12, n. 2-3, p. 231–254, jun. 1988.

JUNIOR, S. K.; DIOGO, d. P.; SCARPELLI, C. M. Histerese e o Comércio Exterior de Produtos Industrializados Brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 41, n. 3, p. 398–432, dez. 2011.

JUNIOR, S. K.; REIS, A. d. H. G.; JUNIOR, R. T. Repasse cambial na indústria de transformação brasileira: uma análise para os preços de importações e ao atacado - 1999 a 2012. **Economia e Sociedade**, v. 25, n. 1, p. 25–50, abr. 2016.

LEE, K.; NI, S. On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data. **Journal of Monetary Economics**, v. 49, n. 4, p. 823–852, 2002.

LUTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Springer, 2005.

MAIA, A. C. L.; CAVALCANTE, A. L. O Dinamismo do comércio exterior cearense de 1989 a 2009. **Textos para Discussão - Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (IPECE)**, n. 82, 2010.

MORANA, C. Macroeconomic and financial effects of oil price shocks: Evidence for the euro area. **Economic Modelling**, v. 64, p. 82–96, dez. 2017.

NETO, N. T. et al. A Economia do Ceara: Uma Análise Setorial no Período 2002-2018. **BNB Conjuntura Econômica**, 2019.

OLLERO, J. L.; RAMOS, R.; SURINACH, J. Macroeconomic implications of EMU at the regional level. In: **Louvain-la-Neuve: European Regional Science Association (ERSA)**, 2001.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. The industry effects of monetary policy in the euro area. **Economic Journal**, v. 115, n. 503, p. 319–342, abr. 2005.

SALLES, A. A. de; ALMEIDA, P. H. A. The Crude Oil Price Influence on the Brazilian Industrial Production. **Open Journal of Business and Management**, Scientific Research Publishing, Inc., v. 05, n. 02, p. 401-414, abr. 2017.

SAMATE, A. I. S. et al. Análise do impacto de choques na taxa de juros Selic e do IPI sobre produção industrial. **Exacta – Engenharia de Produção**, v. 17, n. 3, p. 1–18, set. 2019.

SANTOS, A. **Micro e pequenas empresas: mercado de trabalho e implicação para o desenvolvimento**. Rio de Janeiro: IPEA, 2012.

SCHOLTENS, B.; YURTSEVER, C. Oil price shocks and European industries. **Energy Economics**, v. 34, n. 4, p. 1187–1195, nov. 2012.

SILVA, C. d. C. da et al. **Tendências e Ciclos Comuns entre a Atividade Industrial do Ceará, da Região Nordeste e de São Paulo**. XII Encontro - Economia do Ceará em Debate - IPECE, 2016.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: Uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 371–398, 2009.

WANG, X.; ZHANG, C. The impacts of global oil price shocks on China's fundamental industries. **Energy Policy**, v. 68, p. 394–402, maio 2014.

NOTAS DE AUTOR

CONTRIBUIÇÃO DE AUTORIA

Yure Révelles da Silva Moura - Concepção. Coleta de dados, Análise de dados, Elaboração do manuscrito. Revisão e aprovação da versão final do trabalho.

João Paulo Martins Guedes - Participação ativa da discussão dos resultados; Revisão e aprovação da versão final do trabalho.

FINANCIAMENTO

Apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) na forma de bolsa.

CONSENTIMENTO DE USO DE IMAGEM

Não se aplica.

APROVAÇÃO DE COMITÊ DE ÉTICA EM PESQUISA

Não se aplica.

CONFLITO DE INTERESSES

Não houve

LICENÇA DE USO

Este artigo está licenciado sob a [Licença Creative Commons CC-BY](#). Com essa licença você pode compartilhar, adaptar, criar para qualquer fim, desde que atribua a autoria da obra.

HISTÓRICO

Recebido em: 22-12-2022

Aprovado em: 11-10-2023