



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

YURE RÉVELLES DA SILVA MOURA

**IMPACTOS DE CHOQUES MACROECONÔMICOS NO SETOR INDUSTRIAL DO
NORDESTE: UMA ABORDAGEM COM MODELOS VAR/VEC**

NATAL

2021

YURE RÉVELLES DA SILVA MOURA

IMPACTOS DE CHOQUES MACROECONÔMICOS NO SETOR INDUSTRIAL DO
NORDESTE: UMA ABORDAGEM COM MODELOS VAR/VEC

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Prof. Dr. João Paulo Martins Guedes

NATAL

2021

Universidade Federal do Rio Grande do Norte - UFRN
Sistema de Bibliotecas - SISBI
Catalogação de Publicação na Fonte. UFRN - Biblioteca Setorial do Centro Ciências Sociais Aplicadas - CCSA

Moura, Yure Révelles da Silva.

Impactos de choques macroeconômicos no setor industrial do Nordeste: uma abordagem com modelos VAR/VEC / Yure Révelles da Silva Moura. - 2021.
110f.: il.

Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia. Natal, RN, 2021.
Orientador: Prof. Dr. João Paulo Martins Guedes.

1. Vetor de Correção de Erro (VEC) - Dissertação. 2. Impulso resposta - Dissertação. 3. Setor Industrial - Dissertação. 4. Choques exógenos - Dissertação. 5. Nordeste - Dissertação. I. Guedes, João Paulo Martins. II. Universidade Federal do Rio Grande do Norte. III. Título.

RN/UF/Biblioteca CCSA

CDU 330.101.541

YURE RÉVELLES DA SILVA MOURA

IMPACTOS DE CHOQUES MACROECONÔMICOS NO SETOR INDUSTRIAL DO
NORDESTE: UMA ABORDAGEM COM MODELOS VAR/VEC

Dissertação de Mestrado submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPECO, do Centro de Ciências Sociais Aplicadas da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas. Área de concentração: Economia Regional.

Aprovada em:

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. João Paulo Martins
Guedes(Orientador)
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(UFRN)

Prof. Dr. Igor Ezio Maciel Silva
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(UFRN)

Prof. Dr. Nicolino Trompieri Neto
Universidade de Fortaleza (UNIFOR)
Analista de Políticas Públicas (IPECE)

A Deus.
A minha família,
Em especial minha esposa Kelyany.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradecer à **Deus** autor da vida, que sem sua permissão nada disso teria acontecido. Pelo discernimento nas horas mais difíceis que necessitei. Pela oportunidade de poder cursar uma pós-graduação, levando em consideração tantas adversidades enfrentadas.

A minha família por todo amor incondicional, carinho e orações, que mesmo distante fisicamente nunca deixaram de me apoiar e acreditar na minha caminhada em busca dos meus sonhos.

A minha esposa **Kelyany** pelo carinho, orações e compreensão que me foram fundamentais na consolidação deste trabalho, que mesmo distante não mediu esforços para me apoiar diariamente nessa caminhada. Ela mais que ninguém viveu cada momento dessa jornada sempre me incentivando e dando forças, o que tornou essa caminhada bem menos árdua e cheias de boas lembranças.

Ao meu orientador **Prof. Dr. João Paulo Martins Guedes** pela grande parceria, compreensão, humildade, solicitude e profissionalismo. Auxílio primordial no desenvolvimento desse trabalho, sempre disponível a mim com toda atenção e paciência quando necessitei. Não recordo nenhum momento que, diante de alguma dificuldade, não me tenha apontado uma solução.

Ao examinador externo **Prof. Dr. Nicolino Trompiere Neto** pela participação na minha banca de defesa e por suas valorosas contribuições para o amadurecimento e continuidade do trabalho.

A Universidade Federal do Rio Grande do Norte (UFRN) pelo acolhimento, estrutura e disponibilidade nas horas que mais precisei.

Ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPECO) na pessoa do coordenador **Prof. Dr. Igor Ezio Maciel Silva**, pelo acolhimento e pela plena solicitude e destreza junto as minhas demandas ao programa.

Gostaria de agradecer aos demais professores do programa de pós-graduação e do departamento de Economia que direto ou indiretamente contribuíram na minha formação, como também na realização deste trabalho. Além dos funcionários do Centro de Ciências Sociais Aplicada (CCSA), que sempre zelaram pelo bem estar e receptividade dos alunos e professores.

Aos colegas do mestrado pela parceria, risadas e apoio que me foram fundamentais nessa jornada.

Por fim, agradeço a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo apoio financeiro que a mim foi primordial.

RESUMO

De acordo com os dados da Confederação Nacional da Indústria (CNI) para o ano de 2018, o Brasil ocupava a décima posição como produtor industrial do mundo, respondendo por uma participação de cerca 2,1%. Embora pequena a contribuição no mercado mundial, a indústria é a atividade que mais gera riqueza para o Brasil. No Nordeste, o setor industrial responde por aproximadamente 10,8% dos empregos formais e possui 85,3% da participação na composição dos bens e serviços exportação pela região. Nesse sentido, este estudo tem como objetivo central investigar o comportamento do setor industrial em nível regional e estadual a choques exógenos nas variáveis: preço do petróleo, taxa de câmbio e taxa de juros nominal. Para alcançar tais objetivos utilizou-se um conjunto de dados industriais agregados compreendendo os anos de 2002 a 2019, totalizando 216 observações, obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). Como variáveis macroeconômicas, para a taxa de câmbio adotou-se a taxa de câmbio real efetiva obtida junto ao Banco Central do Brasil (BCB). Para o preço do petróleo foi utilizado o preço do barril de petróleo bruto, do tipo Brent, em dólares (US\$) por barril, obtidos a partir do Fundo Monetário Internacional (FMI), e, por fim, como taxa de juros nominal utilizou-se a variável (overselic) obtida junto ao site do BCB disponibilizada pelo Ipeadata. Como estratégia metodológica, adotou-se a abordagem com modelos com Vetores Autorregressivos (VAR) e o Modelo de Vetor de Correção de Erro (VECM) para o setor industrial regional e estadual. Além disso, complementou a análise com a função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão. Como resultados, evidenciou-se que os setores industriais da região Nordeste respondem de forma heterogênea e com intensidade diferente a choque nas variáveis macroeconômicas. A decomposição da variância revelou que o câmbio real é a principal variável a afetar o produto industrial regional e estadual tanto no curto como no longo prazo.

Palavras-chave: VEC. Impulso resposta. Setor Industrial. Choques exógenos. Nordeste.

ABSTRACT

According to data from the National Confederation of Industry (CNI) for the year 2018, Brazil occupied the tenth position as industrial producer in the world, accounting for a share of about 2.1%. Although its contribution to the world market is small, industry is the activity that generates the most wealth for Brazil. In the Northeast, the industrial sector accounts for approximately 10.8% of formal jobs and has 85.3% of the share in the composition of goods and services exported by the region. In this sense, this study aims to investigate the behavior of the industrial sector at the regional and state level to exogenous shocks in the variables: oil price, exchange rate and nominal interest rate. To achieve these objectives, a set of aggregated industrial data covering the years 2002 to 2019 was used, totaling 216 observations, obtained from the Brazilian Institute of Statistical Geography (IBGE). As macroeconomic variables, the real effective exchange rate obtained from the Central Bank of Brazil (BCB) was adopted for the exchange rate. For the oil price, the Brent-type crude oil barrel price was used in dollars (US\$) per barrel, obtained from the International Monetary Fund (IMF), and, finally, as the nominal interest rate the variable (overselic) obtained from the BCB website made available by Ipeadata was used. As a methodological strategy, the approach with models with Vector Autoregressive (VAR) and the Error Correction Vector Model (VECM) was adopted for the regional and state industrial sector. Furthermore, it complemented the analysis with the impulse-response function and the decomposition of the forecast error variance. As a result, it was evident that industrial sectors in the Northeast region respond heterogeneously and with different intensity to shocks in macroeconomic variables. The variance decomposition revealed that the real exchange rate is the main variable affecting the regional and state industrial product both in the short and in the long run.

Keywords: VEC. Impulse response. Industrial Sector. Exogenous shock. Northeast.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 – Participação do VAB da industria no PIB do Nordeste (%) - 2002 a 2017.	16
Figura 2.2 – Evolução da taxa de crescimento do PIB industrial Nordeste e Brasil (%) - 2002 a 2016.	17
Figura 2.3 – Evolução do Valor Adicionado Bruto (VAB) do PIB industrial estadual, entre o período de 2002 a 2017.	21
Figura 5.1 – Comportamento das séries macroeconômicas para os índices agregados dos setores industriais no Nordeste, mensal entre 2002.01-2019.12. . .	46
Figura 5.2 – Comportamento das séries macroeconômicas para os índices agregados da indústria geral nos Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, mensal entre 2002.01-2019.12.	47
Figura 5.3 – Comportamento das séries macroeconômicas para o preço do petróleo, taxa de câmbio real e taxa de juros nominal, mensal entre 2002.01-2019.12.	48
Figura 5.4 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável taxa de juros.	55
Figura 5.5 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável taxa de câmbio real.	57
Figura 5.6 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável preço do petróleo.	59
Figura 5.7 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável taxa de juros.	65
Figura 5.8 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável taxa de câmbio real.	67
Figura 5.9 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável preço do petróleo.	69
Figura A.1 – Histograma para os setores industriais da região Nordeste.	84
Figura A.2 – Histograma para o setor da industrial geral dos estados.	84
Figura A.3 – Histograma para as variáveis macroeconômicas.	85
Figura A.4 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria extrativa.	87
Figura A.5 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria extrativa Nordeste. . . .	88
Figura A.6 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria de transformação. . .	91
Figura A.7 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria de transformação Nordeste. .	92
Figura A.8 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral.	95
Figura A.9 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral Nordeste.	96
Figura A.10 – Estabilidade do modelo VEC(4) para a indústria geral do Ceará. . . .	100
Figura A.11 – Resíduos do modelo VEC(4) para a indústria geral do Ceará.	102

Figura A.12–Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.	104
Figura A.13–Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.	105
Figura A.14–Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral da Bahia.	108
Figura A.15–Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral da Bahia.	109

LISTA DE TABELAS

Tabela 2.1 – Participação da indústria regional e variação no PIB industrial nacional.	15
Tabela 2.2 – Participação e variação das principais atividades industriais nordestina no Valor Bruto da Produção Industrial total da indústria Geral - Nordeste - 2012 e 2018.	19
Tabela 2.3 – Participação da indústria estadual e variação no PIB industrial do Nordeste.	20
Tabela 3.1 – Sinais esperados para o setor industrial.	31
Tabela 4.1 – Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0).	33
Tabela 4.2 – Resumo das variáveis utilizadas no estudo.	34
Tabela 5.1 – Testes de raiz unitária para as séries temporais.	50
Tabela 5.2 – Ordem de integração para as séries temporais.	51
Tabela 5.3 – Teste de Cointegração de Johansen para o setor extrativo e da indústria geral do Ceará.	52
Tabela 5.4 – Resumo dos modelos e defasagens utilizadas no estudo.	53
Tabela 5.5 – Resumo do teste de causalidade de Granger para os setores industriais da região Nordeste.	54
Tabela 5.6 – Decomposição da variância do erro de previsão para os setores industriais do Nordeste, período de 48 meses.	62
Tabela 5.7 – Resumo do teste de causalidade de Granger para o setor da indústria geral estadual.	64
Tabela 5.8 – Decomposição da variância do erro previsão para a indústria geral dos estados, período de 48 meses.	71
Tabela 5.9 – Síntese dos resultados obtidos dos modelos VAR/VEC para os setores industriais do Nordeste e estados.	73
Tabela A.1 – Resumo estatístico das variáveis do estudo.	83
Tabela A.2 – Critério de seleção de defasagens para a indústria extrativa.	85
Tabela A.3 – Teste de causalidade de Granger para a indústria extrativa.	85
Tabela A.4 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para o setor da indústria extrativa.	86
Tabela A.5 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria extrativa.	87
Tabela A.6 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria extrativa.	88
Tabela A.7 – Critério de seleção de defasagens para a indústria de transformação.	89
Tabela A.8 – Teste de causalidade de Granger para a indústria de transformação.	89
Tabela A.9 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria de transformação.	90

Tabela A.10–Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria de transformação.	91
Tabela A.11–Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria de transformação.	92
Tabela A.12–Critério de seleção de defasagens para a indústria geral.	93
Tabela A.13–Teste de causalidade de Granger para a indústria geral.	93
Tabela A.14–Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria geral. . .	94
Tabela A.15–Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral. . .	95
Tabela A.16–Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral. . .	96
Tabela A.17–Critério de seleção de defasagens para a indústria geral do Ceará. . . .	97
Tabela A.18–Teste de causalidade de Granger para a indústria geral do Ceará. . . .	97
Tabela A.19–Estimação do Vetor de Correção de Erro - VEC(4) para indústria geral Ceará.	98
Tabela A.20–Teste LM correlação serial dos resíduos do VEC(4) indústria geral do Ceará.	101
Tabela A.21–Teste de normalidade para os resíduos do VEC(4) indústria geral do Ceará.	101
Tabela A.22–Critério de seleção de defasagens para a indústria geral do Pernambuco. .	102
Tabela A.23–Teste de causalidade de Granger para a indústria geral do Pernambuco. .	102
Tabela A.24–Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.	103
Tabela A.25–Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral do Pernambuco.	104
Tabela A.26–Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral do Pernambuco.	105
Tabela A.27–Critério de seleção de defasagens para a indústria geral da Bahia. . . .	106
Tabela A.28–Teste de causalidade de Granger para a indústria geral da Bahia. . . .	106
Tabela A.29–Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria geral da Bahia.	107
Tabela A.30–Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral da Bahia.	108
Tabela A.31–Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral da Bahia.	109

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	O SETOR INDUSTRIAL DO NORDESTE	14
3	REVISÃO DE LITERATURA	22
3.1	Estudos empíricos das variáveis: Taxa de Juros, Taxa de Câmbio Real e Preço do Petróleo sobre o setor industrial	22
3.1.1	Taxa de Juros	22
3.1.2	Taxa de Câmbio	24
3.1.3	Preço do Petróleo	25
3.1.4	Mecanismos de transmissão e impactos esperados sobre a produção industrial	27
4	METODOLOGIA	32
4.1	Base de dados	32
4.2	Metodologia econométrica	35
4.2.1	Teste de raiz unitária	35
4.2.2	Modelagem VAR	38
4.2.3	Modelo VEC	41
4.2.4	Impulso resposta e Decomposição da Variância	42
5	RESULTADOS	45
5.1	Estatística Descritiva	45
5.2	Resultados econométricos	48
5.3	Modelagem VAR/VEC para os setores industriais da Região Nordeste	53
5.3.1	Impactos sobre os setores industriais nordestinos	54
5.4	Análise do produto industrial para os estados do Ceará, Pernambuco e Bahia	62
5.4.1	Impactos sobre a indústria estadual	64
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	75
	REFERÊNCIAS	77
A	APÊNDICE	83

1 INTRODUÇÃO

O setor secundário faz parte de um dos estágios do processo econômico que tem como característica o processamento ou transformação de produtos do setor primário em bens intermediários ou para o consumo final. Dentro dessa cadeia, a indústria é a atividade mais importante, pois é através dela que são processados os bens e transformados em produtos manufaturados ou semi-manufaturados.

De acordo com os dados da Confederação Nacional da Indústria (CNI) para o ano de 2018, o Brasil ocupava a décima posição como produtor industrial do mundo, respondendo por uma participação de cerca 2,1%. Embora pequena a contribuição no mercado mundial, a indústria é a atividade que mais gera riqueza para o Brasil através do seu poder de encadeamento: para cada R\$ 1 produzido no setor, gera em torno de R\$ 2,40 para a economia. Assim, dos R\$ 2,40, a própria indústria gera R\$ 1,60, o setor de serviços produz outro R\$ 0,70 e a agropecuária R\$ 0,10 (CNI, 2020b).

Além disso, o setor industrial brasileiro é responsável por 20,4% dos empregos formais gerados e por cerca de 70% das exportações de bens e serviços. Com destaque na participação de bens da indústria os setores de alimentos, extração de minerais metálicos, petróleo e gás natural. No Nordeste, o setor industrial responde por aproximadamente 10,8% dos empregos formais e possui 85,3% da participação na composição dos bens e serviços exportados pela região (IBGE, 2020; CNI, 2020d).

Dado a relevância do setor industrial para a economia mundial e nacional, recentemente tem-se investigado os impactos causados sobre o setor industrial por choques exógenos macroeconômicos. No entanto, investigar o comportamento da indústria frente a movimentos nas variáveis macroeconômicas ainda é um tema pouco explorado dentro da literatura econômica, principalmente no caso brasileiro. Os trabalhos restringem a análise do produto industrial apenas a nível nacional, levando em consideração movimentos isolados.

Com isso, para preencher essa lacuna, incorporou-se a resposta dinâmica da indústria em nível agregado por setor no âmbito regional e estadual. Dessa forma, a pesquisa torna-se de grande relevância tanto para a literatura nacional como regional. Além disso, contribuir com informações valiosas para a área industrial, principalmente para os formuladores de políticas industriais regionais e na compreensão dos mecanismos de transmissão do choque em cada setor.

Portanto, este estudo tem como objetivo central investigar o comportamento do setor industrial brasileiro em nível regional e estadual a choques exógenos nas variáveis: preço do petróleo, taxa de câmbio e taxa de juros nominal. Adicionalmente, propõem-se identificar a relação entre as séries temporais industriais e as variáveis macroeconômicas.

No cenário internacional, a literatura tem apontado para um relativo grau de sen-

sibilidade e heterogeneidade nas respostas do setor industrial frente a choques nessas variáveis. Em geral, a heterogeneidade identificada nas resposta dos diversos subsetores da indústria acabam sendo determinadas, em grande parte, por fatores internos que é o caso do tamanho do estabelecimento, tipo de atividade realizada, abertura do setor etc (GANLEY, 1997; LEE; NI, 2002; JIMENEZ-RODRIGUEZ, 2008).

Analisando os impactos do preço do petróleo sobre a atividade industrial Lee e Ni (2002), Jimenez-Rodriguez (2008), Scholtens e Yurtsever (2012), Wang e Zhang (2014), Bayar e Kilic (2014) concluíram que a indústria tende a apresentar um comportamento negativo e heterogêneo, frente a um choque no preço do petróleo, destaque para os setores intensivos em óleo, que na maioria dos casos, são os segmentos que apresentam as maiores respostas a elevação do preço da *commoditie*.

Para a taxa de câmbio real, trabalhos como de Hahn (2007), Akay e Cifter (2014), Junior et al. (2016), Braatz e Moraes (2016), Casas (2020) tem evidenciado que o maior impacto sobre o setor ocorre através do aumento/redução do preço dos produtos industrializados, ou seja, determinados segmentos da indústria acabam sendo mais afetado por um período maior de tempo que outros devido a dois fatores: a abertura do setor e a dependência do insumos importado, que acabam alterando seus markups com maior frequência tornando o produto manufaturado mais sensíveis a oscilações na taxa de câmbio real.

Por fim, para os movimentos na taxa de juros, Ganley (1997), Dedola e Lippi (2005), Hayo (2005), Peersman e Smets (2005), Ghosh (2009) afirmam que a atividade industrial responde negativamente a oscilações nos juros, sendo que os maiores impactos estão diretamente relacionados ao ambiente interno da empresa, como por exemplo: tamanho da empreendimento, durabilidade do produto, capacidade de financiamento, acesso ao mercado de crédito etc. Além disso, os movimentos da taxa de juros acabam sendo refletido sobre a remuneração do empresário, e conseqüentemente, no comprometimento/continuidade do planejamento de longo prazo da empresa.

Para alcançar os objetivos delimitados neste estudo, utilizou-se um conjunto de dados industriais agregados mensais, compreendendo o intervalo de janeiro de 2002 a dezembro de 2019, totalizando 216 observações, obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia Estatística (IBGE). Como variáveis macroeconômicas, para a taxa de câmbio real adotou-se a taxa de câmbio real efetiva obtida junto ao Banco Central do Brasil (BCB). Para o preço do petróleo, utilizou o preço do barril de petróleo bruto, do tipo Brent, em dólares (US\$) por barril, obtidos a partir do Fundo Monetário Internacional (FMI) e, por fim, como taxa de juros nominal, utilizou-se a variável *overselic* obtida junto BCB disponibilizada pelo site do Ipeadata.

Como estratégia metodológica, adotou-se duas abordagem específicas: a primeira fez-se uso de modelos com Vetores Autorregressivos (VAR); e o segundo com Modelo Vetorial de Correção de Erro (VECM). Ambas as técnicas são amplamente utilizadas em construção de sistemas de previsão econômica e na análise de impactos dinâmicos sobre o sistema

econômico, com diversas aplicações no meio social. Além disso, complementou-se a análise utilizando a função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão.

Dessa forma, a partir das estimações evidenciou-se que os setores industriais da região Nordeste respondem de forma heterogênea e com intensidade diferente a choques nas variáveis macroeconômicas. Encontrou-se ainda que os setores industriais respondem positivamente a choques no preço do petróleo. Assim, foi observado um impacto negativo nos setores industriais e no setor geral da indústria em função do aumento da taxa de juros, a exceção do segmento extrativo.

Além dessa introdução, o presente trabalho é constituído por mais seis capítulos. O segundo capítulo faz um breve comentário sobre o setor industrial do Nordeste. O terceiro capítulo compreende a revisão de literatura. O quarto capítulo do trabalho engloba a descrição da base de dados, bem como os procedimentos metodológicos econométricos utilizados ao longo do estudo. Para o quinto capítulo, são apresentados os resultados. Por fim, o sexto capítulo faz um apanhado dos principais resultados obtidos ao longo estudo.

2 O SETOR INDUSTRIAL DO NORDESTE

Este capítulo tem por objetivo apresentar as principais características e a evolução recente do setor industrial na região Nordeste. Para isto, é importante lembrar uma combinação de fatores ocorridos durante a década de 1990 que acabaram refletindo sobre o setor industrial no Brasil e nas demais regiões.

Os anos 90, em particular, marca uma combinação de feitos importantes para a indústria nacional e regional no Brasil. O primeiro, relacionado a mudança no regime comercial brasileiro, propiciado pela abertura comercial e pela valorização cambial. E o segundo pela realocação dos setores industriais em resposta as mudanças dos moldes internacionais de competitividade. Além disso, foi estimulado uma reestruturação industrial e tecnológica promovida pela Política Industrial e de Comércio Exterior (PICE)¹ implantada no governo Collor. No entanto, aqueles segmentos que não conseguiram acompanhar o ritmo acabaram sendo obrigados a encerrar suas atividades (MOREIRA, 1999; SUZIGAN; FURTADO, 2006).

Como reflexo, a região Nordeste passou a atrair cada vez mais empresas que buscavam realocação no cenário local, dando início a vinda de empreendimentos ligados aos setores de bens intermediários, como por exemplo: papel e celulose, minerais não-metálicos e petroquímicos, assim como de indústrias de bens não duráveis: alimentos e bebidas, têxteis e vestuário. Entretanto, esse período de liberalização econômica e ausência do Estado em promover políticas de desenvolvimento regional, acabou por gerar um esvaziamento das instituições de coordenação no planejamento regional, que em parte obrigou os estados do Ceará, Pernambuco e Bahia a tecer uma estratégia de incentivos fiscais de cunho próprio, conhecida como “guerra fiscal”, com o objetivo de atrair empreendimentos industriais e de dinamizar suas economias (CARVALHO, 2010).

O início dos anos 2000 foi marcado pela continuidade das políticas de incentivos financeiros por parte dos estados e o acirramento da “guerra fiscal”² entre as unidades da federação. Assim, aqueles estados que detinham uma quantidade maior de recursos acabaram atraindo uma parte mais significativa da indústria para o seu território, como foi o caso dos estados do Ceará, Pernambuco e Bahia (DULCI, 2002; CARVALHO, 2010; LIMA; LIMA, 2010).

Posteriormente, a partir das eleições presidenciais de 2002, o Estado voltou a atuar no cenário nacional e a retomar uma agenda de políticas de cunho desenvolvimentista. Assim, as gestões³ de Lula e Dilma (2003 a 2014) ficaram marcadas pela retomada da

¹ Para maiores detalhes sobre a política industrial ver Suzigan e Furtado (2006)

² Para maiores informações dos resultados da guerra fiscal no Nordeste ver Lima e Lima (2010)

³ Em âmbito nacional foram criados sucessivos planos de políticas industriais: Política Industrial, Tecnológica e de Comercio Exterior (PITCE) em 2004, a Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP) em 2008, ambos na gestão de Lula, e o Plano Brasil Maior (PBM) em 2011, no governo Dilma,

agenda de desenvolvimento regional, principalmente relacionadas a políticas de cunho social e de infraestrutura na região. Essas políticas foram promovidas pelo Ministério de Planejamento, Orçamento e Gestão (MPOG) e pelo Ministério de Integração Nacional através do Plano Nacional de Desenvolvimento Regional (PNDR)⁴ (BRASIL; BRASIL, 2010; ARAUJO et al., 2019).

Nesse período, o setor industrial nordestino passou a ganhar uma maior atenção e diversos projetos de investimentos⁵ começaram a ser desenvolvidos na região no sentido de apoiar/modernizar os chamados polos industriais⁶. No entanto, esse processo acabou por agravar ainda mais as disparidades dentro da região e a concentrar empresas em polos já estabelecidos, principalmente em faixas litorâneas, limitando assim o adensamento da indústria para o interior dos estados (GOMES, 2014; GUMIERO, 2017).

A Tabela 2.1 apresenta a participação da indústria regional e a variação no PIB industrial nacional entre o período de 2002 a 2017. Observa-se que ao longo do período que compreende os anos de 2002 a 2009, as regiões apresentaram certa estabilidade na participação do PIB nacional, exceto a região Centro-Oeste que apresentou uma variação positiva de 0,55 pontos percentuais (p.p). Em parte, esse movimento de declínio da participação em praticamente todas as regiões, podem estar relacionados a crise financeira internacional, no ano de 2008, que causou uma forte retração no consumo em toda a economia internacional.

Tabela 2.1 – Participação da indústria regional e variação no PIB industrial nacional.

Região	2002	2009	Variação (p.p)	2010	2017	Variação (p.p)
Norte	5,07	5,04	-0,03	6,49	7,19	0,7
Nordeste	11,72	11,65	-0,07	11,60	13,22	1,62
Sudeste	59,68	59,32	-0,36	58,79	52,88	-5,91
Sul	18,07	17,97	-0,1	17,07	19,89	2,82
Centro-Oeste	5,46	6,01	0,55	6,06	6,82	0,76
Brasil	100	100	*	100	100	*

Notas: 1) Valores referente ao valor adicionado bruto a preços correntes da indústria;

2) Variação calculada em pontos percentual.

Fonte: IBGE – Contas Regionais; Elaboração própria.

Para o período de 2010 a 2017 percebe-se um aumento de 1,62 p.p na participação do setor industrial da região Nordeste, que possivelmente seja fruto do aumento no número

respectivamente. Para ver um discussão detalhada consultar Rocha (2004), Salerno e Daher (2006), Stein e Junior (2016), Kruger et al. (2019).

⁴ Mais detalhes sobre PNDR, ver Brasil e Brasil (2010).

⁵ Vale salientar que entre 2007 e 2014, foram realizados fortes investimentos em logística e infraestrutura na região, que tinha como objetivo central, a dinamização e o fortalecimento da indústria local. Ambos aliados aos estímulos gerados pelo crescimento econômico do PAC, BNDES e da Petrobras na região (GUMIERO, 2017).

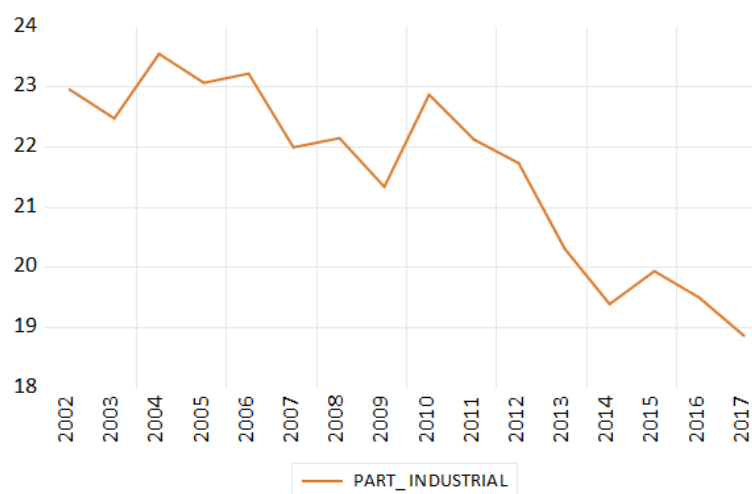
⁶ No entanto, a concentração dos investimentos se deteve-se apenas a três estados específicos: Ceará, Pernambuco e Bahia. Para maiores detalhes ver (GUMIERO, 2017)

de unidades industriais instaladas na região, como também pelos investimentos realizados pelo Programa de Aceleração ao Crescimento (PAC) juntamente com o Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) na região (GUMIERO, 2017; GOMES, 2014).

A Figura 2.1 apresenta a participação do Valor Adicionado Bruto (VAB) da indústria como proporção do PIB da região Nordeste. Observa-se pela trajetória do setor, que a indústria nordestina tem perdido espaço na composição do PIB regional nos últimos anos. Desde o ano de 2002 até 2013, o produto industrial representava mais de 20% do PIB da região, a partir de então, observa-se um comportamento de redução mais acentuado e significativo da atividade.

No ano 2002 o produto industrial nordestino respondia por 23% da composição total do PIB. Já ao final do ano de 2017, esse percentual reduziu-se significativamente e o produto industrial passou a compor apenas 18,8%, indicando uma variação negativa de aproximadamente -4,2 pontos percentuais. Embora a participação da indústria na composição do PIB da região tenha reduzido significativamente também foi observado um comportamento semelhante em nível nacional.

Figura 2.1 – Participação do VAB da indústria no PIB do Nordeste (%) - 2002 a 2017.



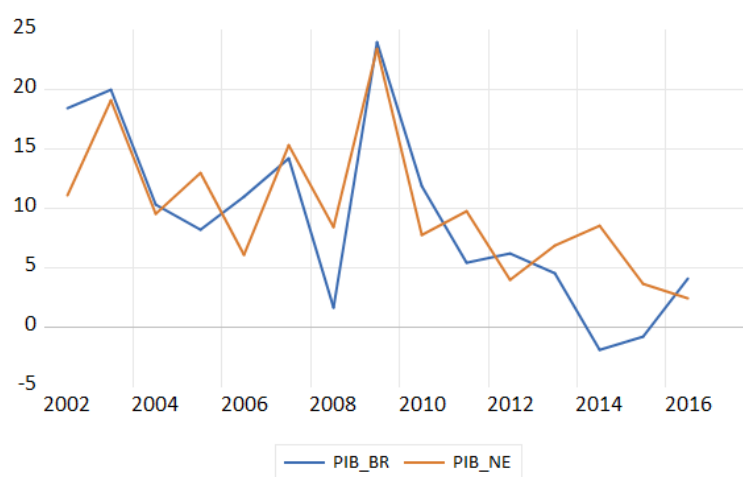
Nota: Os valores referem-se a participação do valor adicionado bruto a preços corrente da indústria (%).
Eixo Y: Participação do PIB industrial (%). Eixo X: Ano.
Fonte: IBGE - Contas Regionais; Elaboração própria.

A Figura 2.2 mostra a evolução da taxa de crescimento produto industrial nordestino e nacional entre os anos de 2002 a 2017. Apesar de ser a terceira região com maior contribuição na composição da indústria total nacional, o produto industrial do Nordeste tem apresentado ao longo do período uma certa semelhança com o crescimento da indústria nacional. Observa-se que em alguns momentos o produto industrial da região chega a ser superior ao nacional, que foi o caso nos anos de crise, 2008 e 2014-2015. Assim, tal

comportamento mostra que o setor na região mostrou-se ser menos afetado em períodos recessivos.

No ano de 2009 observa-se uma tendência de crescimento do produto industrial tanto na região Nordeste como em âmbito nacional, que em parte, deve-se aos mecanismos de estímulos fiscais e monetários utilizados pelo Governo como forma de mitigar o impacto da crise financeira mundial. Ressalta-se ainda que a partir do ano de 2010 houve um forte movimento de crescimento do produto na região, principalmente, liderado pelo setor da indústria de transformação (IBGE, 2020).

Figura 2.2 – Evolução da taxa de crescimento do PIB industrial Nordeste e Brasil (%) - 2002 a 2016.



Nota: Os valores referem-se ao valor adicionado bruto a preços corrente da indústria (Mil Reais).
Eixo Y: Porcentagem de variação(%) do PIB industrial. Eixo X: Ano.
Fonte: IBGE; Elaboração própria.

Araujo et al. (2019) levanta a hipótese que o movimento de crescimento das unidades estejam sistematicamente relacionado a importante atração de investimentos produtivos industriais realizados pelos estados nordestinos, principalmente voltado ao mercado do consumo regional (indústria de alimentos e bebidas, higiene e beleza) e para outros segmentos como: energia, siderurgia, mineração, petróleo e gás, automotiva, naval, papel e celulose, vidro e farmoquímica.

A Tabela 2.2 apresenta a estrutura do setor industrial do Nordeste, entre os anos de 2012 e 2018, bem como a participação de cada atividade/segmento no total do Valor Bruto da Produção Industrial (VBP). Percebe-se um crescimento do setor da indústria de transformação na região durante o período, elevando sua participação em 3,43 p.p entre os anos de 2012 e 2018. Já em relação ao setor extrativo, observou-se uma perda significativa de -3,16 p.p no valor bruto da produção industrial. O que mostra que possivelmente durante esse período, o setor industrial da região Nordeste tenha se especializando no segmento de transformação, mais especificamente na produção de bens não-duráveis e duráveis.

Além disso, observa-se ainda que dentre as atividades que compõem a indústria extrativa o segmento de extração de petróleo e gás natural, foi o único a apresentar um crescimento tímido na participação (0,06 p.p). Os demais segmentos relacionados à atividade extrativa mostraram significativas reduções. Já para as atividades que compõem a indústria de transformação destaca-se: a fabricação de veículos automotores reboques e carrocerias (4,96 p.p), fabricação de celulose, papel e produtos de papel (1,29 p.p), fabricação de produtos químicos (1,26 p.p) e metalurgia (1,03 p.p) que apresentaram as maiores variações em pontos percentuais de crescimento entre o ano de 2012 e 2018.

Em resumo, percebe-se então uma mudança na composição industrial da região principalmente no aumento da participação do segmento de transformação, em especial na produção de bens não-duráveis e duráveis. No entanto, ressalta-se ainda o movimento de crescimento do segmento de bens intermediários na região, que é o caso da fabricação de celulose, papel e produtos de papel.

Tabela 2.2 – Participação e variação das principais atividades industriais nordestina no Valor Bruto da Produção Industrial total da indústria Geral - Nordeste - 2012 e 2018.

Atividades Econômicas	Part.VBP (%)		Varição (p.p)
	2012	2018	2012-2018
Indústrias extrativas	7,58	4,42	-3,16
Atividades selecionadas	4,74	3,55	-1,19
Extração de petróleo e gás natural	1,89	1,95	0,06
Extração de minerais metálicos	0,66	0,28	-0,38
Extração de minerais não-metálicos	1,51	1,11	-0,4
Atividades de apoio à extração de minerais	0,68	0,21	-0,47
Atividades selecionadas	76,19	83,75	7,56
Indústrias de Transformação	92,15	95,58	3,43
Fabricação de produtos alimentícios	17,76	18,51	0,75
Fabricação de bebidas	5,02	4,67	-0,35
Fabricação de produtos têxteis	2,87	2,50	-0,37
Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados.	4,56	3,44	-1,12
Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	3,05	4,34	1,29
Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	9,47	9,68	0,21
Fabricação de produtos químicos	14,59	15,85	1,26
Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	4,44	4,07	-0,37
Metalurgia	6,66	7,69	1,03
Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2,27	2,61	0,34
Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	5,12	10,08	4,96
Fabricação de produtos diversos	0,38	0,31	-0,07

Notas: 1) Os valores referem-se a participação no valor bruto da produção industrial (Mil Reais).

2) Variação calculada em pontos percentual.

Fonte: IBGE - Pesquisa Industrial Anual (PIA); Elaboração própria.

Ao voltar nossa atenção para o percentual de participação da indústria estadual na região Nordeste, Tabela 2.3, percebe-se que juntos os estados do Ceará, Pernambuco e Bahia representam mais de 60% do produto industrial da região. No entanto, pode-se observar que embora respondam juntos por mais da metade de todo o setor industrial, o estado da Bahia é destaque, respondendo, em média, por aproximadamente 30% na participação.

No que se refere a variação da participação, entre os anos de 2002 e 2009, apenas o estado da Bahia registrou uma variação significativa entre os estados, um aumento de 5,44 pontos percentuais na participação do produto industrial. Já o estado do Pernambuco

reduziu sua participação cerca de -2,28 p.p.

Já para os anos que compreende 2010 e 2017 o destaque foi o crescimento da participação do estado de Pernambuco, aproximadamente 2,11 p.p, enquanto os demais estados registraram um pequeno aumento de 0,44 p.p para o Ceará e uma redução de -2,58 p.p para a Bahia. É interessante observar que, outrora o estado de Pernambuco havia registrado uma redução na participação industrial e rapidamente no ano seguinte o produto tenha mostrado sinais de recuperação.

Gumiero (2017) destaca que o estado do Pernambuco foi um dos estados a se beneficiar com os estímulos gerados pelo PAC, BNDES e da Petrobras na região, em especial a Refinaria Abreu e Lima, inserida no Complexo Industrial Portuário de Suape (Pernambuco) entre os anos de 2007 a 2014. Dessa forma, o aumento da participação do estado esteja relacionado a essa inversão de cunho federal ocorrida na região.

Tabela 2.3 – Participação da indústria estadual e variação no PIB industrial do Nordeste.

Estados	2002	2009	Varição (p.p)	2010	2017	Varição (p.p)
Ceará	14,45	15,42	0,97	14,47	14,91	0,44
Pernambuco	18,13	15,85	-2,28	17,34	19,45	2,11
Bahia	30,18	35,62	5,44	35,03	32,45	-2,58
Nordeste	100	100	*	100	100	*

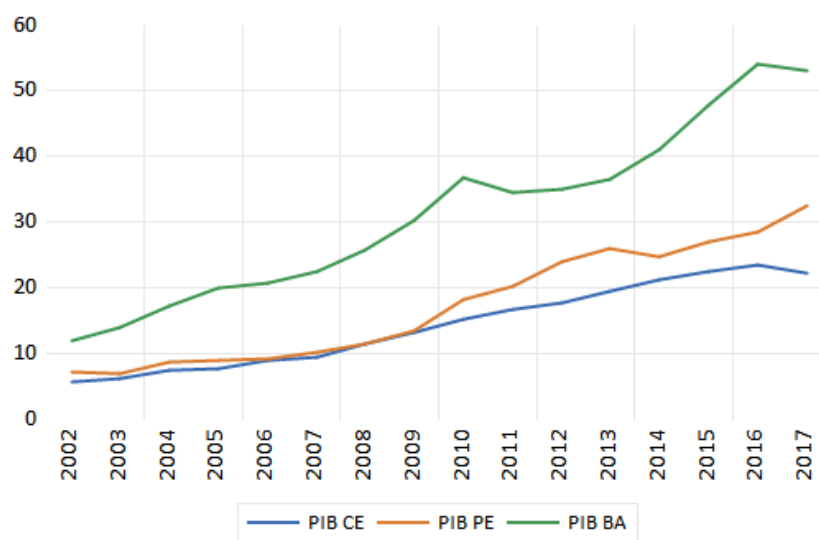
Notas: 1) Valores referente ao valor adicionado bruto a preços correntes da indústria.

2) Variação calculada em pontos percentuais.

Fonte: IBGE – Contas Regionais; Elaboração própria.

Ao observar a Figura 2.3 que apresenta a evolução do PIB industrial estadual entre os anos de 2002 a 2017. Verifica-se que o produto industrial bahiano é superior aos demais estados liderando desde o início da série, o que confirma a alta participação na composição industrial na região. No entanto, a partir do ano de 2010 observa-se que o hiato entre os demais estados (Ceará e Pernambuco) e a Bahia cresce significativamente, alcançando ao final de 2016 um produto máximo, próximo a 55 milhões. Já para o PIB industrial cearense e pernambucano observa-se uma certa consonância até o final de 2009, a partir de então, inicia-se uma trajetória de crescimento mais acentuado do produto cearense, que possivelmente seja resultado dos investimentos nos setores industriais beneficiados via PAC e BNDES.

Figura 2.3 – Evolução do Valor Adicionado Bruto (VAB) do PIB industrial estadual, entre o período de 2002 a 2017.



Nota: Os valores referem-se ao valor adicionado bruto a preços corrente da indústria (Mil Reais).
 Eixo Y: Valor em Milhões(R\$) do PIB industrial. Eixo X: Ano.
 Fonte: IBGE; Elaboração própria.

Dessa maneira e frente a importância do setor industrial nordestino na economia nacional e, os respectivos, desdobramentos sobre as economias estaduais, o estudo concentra-se nos impactos das variáveis: preço do petróleo, câmbio real e juros nominal sobre o setor industrial. O exercício empírico compreende tanto a análise do produto a nível regional (extrativo, geral e transformação) como para a indústria geral em nível estadual (Ceará, Pernambuco e Bahia).

Portanto, o próximo capítulo tem como finalidade apresentar evidências empíricas na literatura sobre o impacto que as variáveis descritas acima têm sobre o setor industrial.

3 REVISÃO DE LITERATURA

A construção da presente revisão de literatura terá como base os trabalhos que utilizam a modelagem VAR/VEC na identificação dos impactos industriais. Dessa forma, será possível investigar os canais de transmissão e comparar com os resultados obtidos. Assim, o presente capítulo é estruturado em duas seções. Na primeira seção, será discutido os impactos das variáveis macroeconômicas sobre o setor industrial. E a segunda seção, se concentrará em expor os possíveis mecanismos de transmissão do choque em cada variável.

3.1 ESTUDOS EMPÍRICOS DAS VARIÁVEIS: TAXA DE JUROS, TAXA DE CÂMBIO REAL E PREÇO DO PETRÓLEO SOBRE O SETOR INDUSTRIAL

3.1.1 Taxa de Juros

Taylor (1995) descreve que os impactos causados pela política monetária podem ter como origem diversas fontes, constituindo-se como um mecanismo complexo de análise. Além disso, as decisões de políticas monetárias acabam reverberando sobre as variáveis econômicas afetando-as por diversos canais.

Ganley (1997) investigando os efeitos desagregados dos choques da política monetária em nível setorial e seus canais de transmissão sobre o produto de 24 setores da indústria da economia do Reino Unido, encontrou sensibilidade do produto industrial a mudanças na política monetária, porém essa sensibilidade difere acentuadamente entre os setores. Além disso, o setor de manufatura responde de forma mais acentuada a uma contração monetária.

Dedola e Lippi (2005), analisando o papel do mecanismo da transmissão monetária para 21 indústrias de transformação de cinco países (França, Alemanha, Itália, Reino Unido e Estados Unidos) membros da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), encontrou evidências de heterogeneidade na indústria entre os países e a presença de efeitos políticos, em resposta a um choque na política monetária. No entanto, constatou-se que o impacto é mais forte nas indústrias que produzem bens duráveis.

Indo na contramão das evidências encontradas Hayo (2005), investigando o comportamento da indústria alemã, concluiu que, para o caso do setor industrial alemão, as respostas positivas da indústria teriam maior predominância que os efeitos negativos. Encontrou-se ainda que as reações ocorrem relativamente mais cedo na indústria química e tarde na indústria de engenharia elétrica.

Ibrahim (2005) investigou os efeitos de choques na política monetária para oito produtos setoriais na Malásia, dentre os principais resultados encontrados pelo autor, destaca-se a sensibilidade de setores específicos às inovações na política monetária. Além disso, o autor encontrou que a reação do setor manufatureiro que se fortalece ao longo do período pós-choque.

Incorporando o acelerador financeiro e as características industriais Peersman e Smets (2005) investigaram os impactos da política monetária sobre 11 indústrias de sete países (Áustria, Bélgica, França, Alemanha, Holanda, Itália e Espanha) na zona da área do euro entre o período de 1980-1998. Os autores encontraram efeitos negativos e heterogêneos tanto no efeito geral como no grau de assimetria, em resposta a um aumento na taxa de juros. Além disso, verificou-se que esse resultado é maior e significativo em recessões do que em booms.

Ghosh (2009) analisando os impactos na indústria em um ambiente microeconômico no setor industrial indiano, encontrou uma significativa heterogeneidade entre as respostas no setor industrial, segmentos como: indústrias de têxteis, vestuário e produtos alimentares apresentam uma resposta entre 13,6% e 15,5%. E 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, etc.

Para o caso brasileiro, são citados como referência os trabalhos de Araujo (2004) e Tomazzia e Meurer (2009), Cavalcanti (2013) e Samate et al. (2019).

Araujo (2004) mediu os impactos dos efeitos regionais da política monetária brasileira comparando as regiões Nordeste e Sul, encontrou a presença de assimetria em termos de intensidade e persistência das respostas dos choques da política monetária. A região Sul, especialmente o estado do Rio Grande do Sul, reagiu mais fortemente a choques da política monetária. Já a região Nordeste, destacou-se os estados de Pernambuco e Bahia.

Tomazzia e Meurer (2009), analisando o mecanismo de transmissão da política monetária a partir da taxa básica da economia brasileira – SELIC, encontraram evidências que os setores industriais no Brasil respondem negativamente à política monetária exógena, 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).

Cavalcanti (2013) confirmou que a produção industrial brasileira responde negativamente a choques positivos na taxa de juros (Selic). Dessa maneira, o estudo concluiu que a taxa de juros é relevante na determinação do comportamento do produto industrial.

Samate et al. (2019) verificaram que movimentos na taxa Selic provocam um declínio na produção industrial, sendo que a redução máxima -0,75 pontos, concentrou-se a partir do décimo período. Além disso, o trabalho verificou que as maiores variações no setor industrial são atribuídos a movimentos na variável Selic.

Dessa maneira, pode-se confirmar que a política monetária exerce um impacto negativo sobre o produto industrial. No entanto, alguns setores encontram-se mais propensos e podem responder mais fortemente, que é o caso dos setores que produzem bens duráveis. Já para o longo prazo, destaca-se o setor de bens de capitais. Por outro lado, levanta-se indícios que algumas características das empresas também possam determinar a magnitude desse impacto, como por exemplo: tamanho da empresa, alavancagem, especialização do setor etc.

3.1.2 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) observaram que regiões em que se restringem a poucas atividades industriais, estas tendem a sentir um impacto mais acentuado por um período maior, quando há oscilações na taxa de câmbio. Além disso, o autor reforça que a taxa de câmbio pode agir tanto via receitas como custos empresariais, no entanto, a magnitude do choque acabam sendo determinados pela abertura das economias e diversidade na base produtiva regional.

Hahn (2007) investigando os choques cambiais na atividade setorial e dos preços na zona do euro, verificou um elevado grau de heterogeneidade na sensibilidade tanto nos preços como na atividade setorial. O autor confirmou que os bens de capital e intermediário dos agrupamentos industriais (MIGs), são responsáveis por quase todo o impacto na produção (cerca de 90%), enquanto que para os principais subsetores todo o impacto vem do setor manufatureiro, em especial da “maquinaria”.

Berman et al. (2012), analisando a reação de exportadores franceses a mudanças na taxa de câmbio real, verificou que as empresas de alto desempenho reagem mais significativamente frente a uma depreciação no câmbio, aumentando seu markup e reduzindo seu volume exportados.

Akay e Cifter (2014) buscou determinar a exposição da taxa de câmbio ponderada da indústria no nível das empresas e da indústria em fabricas turcas. Como resultados, encontraram que a abertura ponderada da indústria é o fator mais importante para determinar a exposição a taxa de câmbio das empresas turcas.

Para o caso brasileiro, pode-se citar como exemplos trabalhos de Junior et al. (2011), Correa (2012), Junior et al. (2016) e Braatz e Moraes (2016).

Junior et al. (2011) investigou uma possível hipótese de histerese¹ para as exportações de produtos manufaturados de 15 setores industriais entre 1985 a 2005, e para importações entre 1996 a 2008. A hipótese de histerese foi rejeitada para o agregado dos produtos manufaturados das exportações, mas foi aceita para a industriais de veículos, máquinas e

¹ Indica a ocorrência de efeitos permanentes causados por estímulos exógenos temporários.

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 industriais².

Já Correa (2012) investigando os impactos desagregados setorialmente das variações cambiais sobre o preço das exportações brasileiras entre 1995-2005, concluiu que os maiores repasses ocorrem em setores produtores de bens de menor conteúdo tecnológico. Já para os produtores de manufaturados esse coeficiente de repasse é reduzido.

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, os autores verificaram que o forte grau de repasse para os preços ao atacado está relacionado ao coeficiente de insumos importados³ da indústria de transformação.

Braatz e Moraes (2016) confirmaram a existência de assimetria entre os estados brasileiros frente a oscilações na taxa de câmbio. Além disso, destaca-se 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.

Recentemente, 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, que 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.

A literatura mostra que oscilações na taxa de câmbio agem de diferentes formas entre os setores. No que se refere aos segmentos industriais, os bens de consumo duráveis mostraram-se os setores mais vulneráveis a movimentos do câmbio, principalmente, no curto prazo. Já os insumos industriais e intermediários se comportam mais timidamente a movimentos na taxa de câmbio.

3.1.3 Preço do Petróleo

Estudos investigando a relação e o impacto do preço do petróleo na macroeconomia surgiram a partir dos choques internacionais do preço do petróleo em 1973 e 1979.

Hamilton (1973) apontou que choques no preço do petróleo têm um efeito adverso na produção real e, portanto, nas empresas, lucros, em indústrias onde o petróleo é usado como insumo. Na outra mão dos resultados, produtores de petróleo e gás, equipamentos, serviços e distribuição de petróleo, metais industriais e minas e indústrias mineiras na zona do euro mostram uma resposta positiva.

² Borracha, elementos químicos, minerais não metálicos, outros produtos metalúrgicos, veículos automotores, peças e outros veículos, químicos diversos, plásticos e artigos de vestuário.

³ O coeficiente de insumos importados mostra o quanto o setor utiliza de insumo importado na produção de seus bens domésticos.

Lee e Ni (2002), encontraram que choques no preço do petróleo têm uma variedade de efeitos negativos sobre as indústrias americanas. Além disso, segmentos intensivos em óleo reduzem principalmente a oferta, ao mesmo tempo em que reduzem a demanda de muitas outras indústrias, especialmente a indústria automobilística.

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).

Jimenez-Rodriguez (2011) observou 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 resposta da produção industrial italiana e alemã, estas apresentaram relativa semelhança com às encontradas nos países anglo-saxões, com todas as indústrias afetadas negativamente. A exceção dos impactos negativos foram as indústrias de “têxteis, vestuário e couro” e “metais básicos” na Alemanha.

Scholtens e Yurtsever (2012) investigaram como 38 indústrias na zona da área do euro respondem a choques no preço do petróleo e a presença de assimetrias no retorno do mercado de ações⁴. Como resposta, observaram que o impacto do preço do petróleo difere substancialmente nas diferentes indústrias. Assim, 33 das 38 indústrias apresentaram uma resposta negativa a choques no preço do petróleo, entretanto, o choque 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 fundamentais⁵ da China e os movimentos extremos dos preços. O choques negativos do 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 dos preços do petróleo. Quando há saltos nos preços do mercado de petróleo bruto, o mercado de petroquímicos mostrou-se o mais sensível.

Bayar e Kilic (2014) examinaram os efeitos dos choques no preço do petróleo e do gás natural sobre a produção industrial utilizando uma regressão em painel para 18 países membros da zona do euro entre 2001 e 2013. Encontraram que um aumento de 1% no preço do petróleo e no preço do gás natural, respectivamente, causa uma redução de 19% e queda de 18% na produção industrial.

Morana (2017) encontrou evidências para a área da zona do euro decorrente de efeitos macroeconômicos e financeiro de choques no preço do petróleo. O autor encontrou fortes efeitos assimétricos e negativos na indústria frente a variações no preço do petróleo.

⁴ Essa relação entre preço do petróleo e mercado bancário, foi recentemente encontrada por Alqahtani et al. (2020).

⁵ Os autores focaram mais especificamente, em quatro setores: grãos, metais, petroquímicos e gorduras do petróleo.

Destaca-se, que a contração da produção industrial se aprofunda com a magnitude do choque e o nível alcançado do próprio preço do petróleo.

Para a economia brasileira, Salles e Almeida (2017) confirmaram a existência de uma relação de causa entre o preço do petróleo e os indicadores industriais. Com os bens de consumo duráveis respondendo positivamente 1,5%. Já para a produção industrial de mineração e bens intermediários, foi encontrada uma resposta de 0,05% para ambos.

O preço do petróleo, assim como a taxa de câmbio, exerce impactos diversos e heterogêneos em segmentos da indústria, sendo que aqueles segmentos industriais intensivos em óleo são os mais afetados por um choque no preço do petróleo. Além disso, pode ser verificado, que na maioria dos casos, o setor industrial responde negativamente a um choque no preço do petróleo.

3.1.4 Mecanismos de transmissão e impactos esperados sobre a produção industrial

Nesta seção, o foco principal será fazer um breve comentário sobre os principais canais de transmissão retratados na literatura econômica que afetam o setor industrial. Sendo assim, parte-se do pressuposto que a indústria sofre influência tanto na forma direta como indireta das diversas variáveis econômicas. Dessa forma, será abordado os mecanismos de transmissão da taxa de juros, câmbio real e do preço do petróleo para o setor.

É vasta a literatura que aborda os mecanismos de transmissões da política monetária e sobre seus principais efeitos na economia. Neste sentido, podemos destacar quatro canais: taxa de juros, renda, taxa de câmbio real e o custo do capital (TAYLOR, 1995; MISHKIN, 1996).

O primeiro canal da taxa de juros se dá pela estrutura de propagação de curto e longo prazo na economia. No curto prazo, a sua propagação é determinada pela política monetária através da taxa de juros nominal. Já no longo prazo, a taxa de juros pode influenciar a taxa de juros real e o custo do capital, alterando o custo de oportunidade dos agentes, modificando assim as condições de investimento e o consumo (TAYLOR, 1995).

Foi encontrado evidência de atuação desse mecanismo da taxa de juros no Brasil a partir dos trabalhos de Lima e Issler (2003), Carneiro et al. (2006), Marçal e Pereira (2007) e Tomazzia e Meurer (2009), que destacaram a relevância do papel da taxa de juros na determinação do produto industrial.

Lima e Issler (2003) encontrou a ação da estrutura do termo da taxa de juros no Brasil, embora não sejam um resultado conclusivo, o autor argumentou que é possível que *spreads* bancários sejam utilizados como possíveis previsores para a taxa de juros de curto prazo. O que significa que movimentos de aumento na taxa de juros possam rapidamente elevar os *spreads* bancário e assim tornar mais caro o custo do empréstimo.

Carneiro et al. (2006) observou a existência de um possível canal de transmissão da taxa

de juros sobre a demanda por crédito, que incide sobre o balanço da empresa. Segundo os autores, a elevação no juros acaba reduzindo a capacidade das firmas de se endividarem e assim o número de projetos financiados, como consequência acabam provocando uma queda no nível da atividade. Dessa forma, foi observado que a elevação de 1% da taxa de juros real causa uma contração de aproximadamente 0,5% no total de crédito demandado pela empresa.

Tomazzia e Meurer (2009) mostraram que um choque na política monetária brasileira é pelo menos duas vezes mais rápida em espalhar sua transmissão, em comparação a economias desenvolvidas. A esse resultado, o autor atribuiu a predominância ao crédito bancário de curto prazo, no entanto, não descarta a ação da taxa de juros em um prazo mais longo como mecanismo de transmissão, ou seja, a elevação da taxa de juros no curto prazo pode impactar a taxa de juros de longo prazo e assim resultar em uma diminuição mais significativa em projetos e financiamento.

Neste contexto, espera-se que o produto da indústria responda negativamente a oscilações na taxa de juros por dois motivos: através da demanda por produtos industriais e do custo do capital. O primeiro relaciona a quantidade demanda por produtos industriais, ou seja, um aumento na taxa de juros nominal comprime a demanda ou consumo tanto por parte dos consumidores finais como das empresas que demanda produtos de outras empresas. O segundo está relacionado ao custo do capital, este por sua vez relaciona-se negativamente com a taxa de juros, assim um aumento na taxa de juros nominal desestimula o empresário a investir no processo produtivo.

Já a segunda, relaciona-se com o mecanismo da renda atuando principalmente pela ótica das receitas da firma oriunda da venda de seus produtos manufaturados, tanto para outras indústrias como para o consumidor final. Como o setor industrial engloba uma cadeia de serviços e estimula outros setores da economia, um aumento na produção industrial por sua vez gera emprego e conseqüentemente renda, uma vez que parte dessa renda é gasta com produtos industrializados retorna novamente ao ciclo produtivo, realimentando assim o sistema.

O terceiro mecanismo destacado na literatura diz respeito ao canal da taxa de câmbio que segundo Mishkin (1996), ocorre ao afetar a competitividade e as exportações das empresas manufatureiras, pelo menos no curto prazo. Neste contexto, a abertura da indústria a competição internacional definiria a magnitude do impacto de transmissão desse canal, reforçando as evidências encontradas para o Brasil por Junior et al. (2016).

O quarto mecanismo é o custo do capital, que impacta principalmente pelo lado da demanda das empresas, que em parte depende da cesta de consumo (insumos) dos bens demandados de cada segmento. Dessa forma, com um aumento no custo do capital, espera-se que empresas produtoras de bens de capital repassem o custo para outros segmentos, pelo menos uma parte, e assim, repassem esse aumento de custo final aos consumidores pelo menos no longo prazo. Neste sentido, é de se esperar respostas diferentes para

denominados setores, sendo aqueles segmentos mais vulneráveis a política monetária os mais afetados (ARNOLD, 2000; ARNOLD; VRUGT, 2002).

Em relação aos mecanismos de transmissão da taxa de câmbio real, pode-se destacar que essa age por três óticas sobre a indústria. A primeira consiste no impacto direto sobre a receita dos produtos manufaturado exportados pelas firmas industriais. Em segundo lugar sobre os custos das importações e aquisição de insumos industriais no comércio externo. E em terceiro, através das alterações nas margens de lucro das firmas exportadoras.

As duas primeiras óticas podem ser explicadas a partir dos movimentos direto da taxa de câmbio real sobre a balança comercial e o custo de produção. Por definição a taxa de câmbio real é expressa como a razão entre os preços do produto estrangeiro e o preço do produto nacional, ambos medidos em reais, vezes a taxa de câmbio nominal. Assim, um movimento no sentido de aumento da taxa de câmbio real, ou seja, uma desvalorização real significaria uma redução dos preços relativos dos bens domésticos, ou seja, o produto nacional ficaria relativamente mais barato que o produto estrangeiro. Como consequência, pelo lado da balança comercial, estimularia as exportações industriais em virtude do barateamento do produto nacional, e como consequência diminuiria as importações industriais. Pelo lado dos custos industriais, um câmbio real desvalorizado ocasionaria uma elevação no custo da matéria prima importada, o que elevaria os custos de produção da empresa.

Por outro lado, um movimento de redução da taxa de câmbio real, ou seja, uma apreciação real significa uma elevação do preço do produto doméstico frente ao produto estrangeiro. Dessa forma, uma apreciação da taxa de câmbio real desestimularia as exportações dos produtos manufaturados e aumentaria as importações industriais. Por sua vez, o custo do insumo industrial importado acabaria sendo menor, beneficiando as indústrias importadoras de insumos industriais.

A última ótica refere-se a margem de lucro, essa seria uma consequência direta da orientação da firma, ou seja, se a firma é importadora de insumos ou exportadora. Portanto, alterações no preço dos produtos manufaturados advindos de repasses cambiais estariam relacionadas à estrutura de mercado a que as empresas estariam exportas e às estratégias adotada pelas empresas. A esse movimento em específico Krugman (1986) denominou como estratégia “pricing to Market” (PTM), na qual as empresas estariam condicionadas a determinar sua política de preços para um determinado mercado, que incluía o repasse ou não dessas variações, em que ambas seriam determinadas a partir dos seus interesses particulares e de cada setor específico, por exemplo: manter ou ampliar suas margens de lucro ou dificultar a inserção de novos rivais no mercado.

No entanto é importante levar em consideração que dependendo do porte da indústria tais mecanismos tenderiam a agir mais por um lado do que por outro, ou seja, uma firma de pequeno porte provavelmente não teria acesso a fornecedores do mercado externo, logo para obter insumos industriais necessitaria comprar de uma empresa importadora e essa

por sua vez adquiriria o insumo no mercado internacional. Se por algum motivo houver oscilações na taxa de câmbio, por exemplo uma desvalorização real, elevaria o preço do insumo importado, assim o repasse do aumento do preço do insumo provavelmente será transmitido, em uma pequena fração, para a pequena empresa demandante encarecendo seus custos produtivos. Neste sentido, as características relacionadas ao porte das empresas e o acesso ao mercado externo, também podem contribuir para determinar os instrumentos de influência das oscilações da taxa de câmbio real (CORREA, 2012).

Neste contexto, empresas de pequeno e médio porte que dependam exclusivamente de insumos industriais importados estão mais propensas a serem afetadas por choques na taxa de câmbio real do que empresas de grande e médio porte, por terem uma maior estrutura, no sentido de diversificação do leque de insumos produtivos e na facilidade de acesso a outros mercados.

Além disso, se houver firmas com uma grande parcela de insumo importado no processo produtivo, um movimento na taxa de câmbio real pode sinalizar um aumento ou redução de custos da empresa. Da mesma forma, se houver muitas empresas exportadoras de manufaturas, oscilações na taxa real de câmbio podem beneficiar como também prejudicar o produto exportado. No geral, o maior impacto da taxa de câmbio real, seja ela positiva ou negativa, sobre o produto industrial vai depender da abertura que as empresas da região têm como o mercado externo.

Considerando os mecanismos de transmissão do preço do petróleo, Fukunaga et al. (2010) destacam que movimentos no preço do petróleo podem impactar o setor industrial de duas formas distintas: em primeiro lugar sobre as receitas da empresa; e em segundo sobre o custo de produção. Assim, espera-se que um aumento no preço do petróleo impacte positivamente o setor industrial extrativo de petróleo, sinalizando uma maior receita, e conseqüentemente, uma maior oferta das empresas exportadoras da *commoditie*. Por outro lado, pode afetar negativamente a indústria intensiva em óleo, uma vez que aumenta o custo de produção, como resposta os produtores reduzem o uso do insumo, ocasionando uma redução na produção industrial. Além disso, Fukunaga et al. (2010) destaca que esse canal de custo ou canal de abastecimento de transmissão, opera principalmente em indústrias intensivas em petróleo.

Dessa maneira, pode-se sintetizar as informações obtidas na Tabela 3.1, que expõe o comportamento esperado pelo produto industrial regional após um choque nas variáveis do estudo.

Tabela 3.1 – Sinais esperados para o setor industrial.

Segmento industrial	Preço do petróleo Choque positivo	Taxa de câmbio real Choque positivo	Taxa de juros Choque positivo
Indústria extrativa	+	+	-
Indústria de transformação	-	-	-
Indústria geral	**	**	-

Fonte: Elaboração própria; *Nota: resposta positiva (+), resposta negativa (-).

** Efeitos ambíguos, a depender do tamanho e do impacto relativo do setor extrativo e de transformação.

O próximo capítulo tem como finalidade descrever a base de dados utilizada no estudo e os procedimentos metodológicos adotado no trabalho. Além disso, discute-se a importância da metodologia VAR/VEC para a análise da dinâmica do setor industrial.

4 METODOLOGIA

O presente capítulo aborda os aspectos metodológicos e econométricos utilizados no decorrer do trabalho, que tem como finalidade mensurar os impactos que as variáveis preço do petróleo, câmbio real e juros nominal tem sobre o produto industrial (extrativo, transformação e geral) em nível regional e para a indústria geral dos estados do Ceará, Pernambuco e Bahia. Portanto, a primeira parte dessa seção metodológica compreende a descrição da base de dados que será utilizada no trabalho, em seguida serão apresentados os testes de estacionariedade, e então será abordado a metodologia com Vetores Autorregressivos (VAR) e o Modelo com Vetor de Correção de Erros (VECM). E, por fim, a função impulso-resposta (FIR) e decomposição da variância do erro de previsão.

4.1 BASE DE DADOS

Os dados utilizados nesse trabalho se encontram organizados com periodicidade mensal, com início no intervalo de janeiro de 2002 à dezembro de 2019, totalizando 216 observações. As séries referentes aos índices industriais regional e estadual, foram dessazonalizadas e corrigidas utilizando o software X-13-ARIMA-SEASTS ¹. Logo, as variáveis referente ao produto industrial foram obtidas a partir da Pesquisa Industrial Mensal Produção Física (PIM-PF) disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Estatística e Geografia (IBGE). Este indicador apresenta o comportamento do produto real das indústrias extrativa e de transformação com abrangência a nível nacional e regional. Para tanto, considerou-se nesse trabalho o agregado total para o segmento industrial extrativo, de transformação e geral², que são agrupados com base na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0), expostas a seguir na Tabela 4.1.

¹ Consiste em um programa de ajuste sazonal produzido pelo United States Census bureau. Para operacionalização realizou-se por meio do Software R.

² O setor da indústria da construção civil é desconsiderado para o computo do índice da indústria geral.

Tabela 4.1 – Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE 2.0).

Setor	Segmento
Indústria extrativa	Extração de carvão mineral
	Extração de petróleo e gás natural
	Extração de minerais metálicos
	Extração de minerais não-metálicos
	Atividades de apoio à extração de minerais
Indústria de transformação	Fabricação de produtos alimentícios
	Fabricação de bebidas
	Fabricação de produtos do fumo
	Fabricação de produtos têxteis
	Confecção de artigos de vestuário e acessórios
	Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados
	Fabricação de produtos de madeira
	Fabricação de celulose, papel e produtos de papel
	Impressão e reprodução de gravações
	Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis
	Fabricação de produtos químicos
	Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos
	Fabricação de produtos de borracha e de material plástico
	Fabricação de produtos de minerais não-metálicos
	Metalurgia
	Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos
	Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos
	Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos
	Fabricação de equipamentos
	Fabricação de veículos automotores, reboque e carrocerias
	Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores
	Fabricação de móveis
	Fabricação de produtos diversos

Fonte: IBGE; Elaborado pelo próprio autor.

Considerou-se como o preço do petróleo, o índice de petróleo bruto, do tipo Brent,

datado em *Free On Board* (FOB) negociado no Reino Unido, 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 site do Ipeadata, que se refere a média de juros que o governo paga aos bancos que lhe emprestam dinheiro. A taxa também serve de referência para as outras taxas de juros do país. O resumo das variáveis utilizadas no estudo encontram-se descritas a seguir na Tabela 4.2.

Tabela 4.2 – Resumo das variáveis utilizadas no estudo.

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Industria extrativa Nordeste	Iextrat_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Industria transformação Nordeste	Itransf_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Industria geral Nordeste	Igeral_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Industria geral Ceará	Igt_ce	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Industria geral Pernambuco	Igt_pe	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Industria geral Bahia	Igeral_ba	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (Base: média de 2012=100)	IBGE
Preço do Petróleo	petro	Índice: preço do petróleo em 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 básica de juros da economia do país.	BCB

Fonte: Elaborado pelo próprio autor.

Antes de iniciar a análise com as séries temporais industriais, é importante deixar claro que foi utilizado um indicativo (índice) mensal que estima a evolução da produção industrial (extrativa, transformação e geral) que possui como base média, o ano de 2012, que passa a assumindo o valor 100. Dessa forma, quanto maior for o indicador maior a produção industrial. Além disso, as principais estatísticas descritivas das variáveis do estudo como média, mediana, máximo, mínimos e os respectivos desvios padrão e o teste de normalidade para as séries podem ser consultadas no apêndice, descritos na Tabela A.1 e através das Figuras A.1, A.2 e A.3, respectivamente.

Descrita a base de dados e as variáveis utilizadas neste estudo, a próxima seção concentra-se na construção da metodologia econométrica para o setor industrial, que constará em um primeiro momento na descrição dos testes de raiz unitária utilizados no

trabalho e logo em seguida, a exposição da metodologia com vetores autorregressivos e vetor de correção de erro e subsequente a função impulso-resposta e a decomposição da variância.

4.2 METODOLOGIA ECONOMÉTRICA

4.2.1 Teste de raiz unitária

Ao estudar séries temporais o pesquisador procura saber se a série temporal é estacionária³. 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).

A esse fenômeno Granger e Newbold (1974) descreveram como “regressão espúria”. Dessa forma, um coeficiente de determinação (R^2) alto, estatística de Durbin-Watson extremamente baixa, parâmetros significantes e sem nenhuma relação econômica, podem ser indícios de relações espúrias entre as variáveis. Portanto, deve-se ter atenção quando for estimar um modelo econométrico com séries temporais, principalmente na identificação da estacionariedade da série.

Nesse sentido, para auxílio e identificação do processo estacionário das variáveis a literatura recomenda que seja feita aplicação de testes econométrico para auxiliar na tomada de decisão e na identificação do processo estacionário. Aqui adotamos três tipos de testes: Dickey-Fuller Aumentado (ADF); Phillips e Perron (PP); e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS).

Antes de darmos início a descrição dos testes, será discutido um pouco sobre o teste de estacionariedade proposto por Dickey e Fuller (1979), que permite verificar a presença de raízes unitária em séries temporais. Dessa maneira, considere a seguinte equação:

$$y_t = \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Em que ϕ representa o coeficiente de determinação da variável defasada e ε_t é um termo ruído branco com média zero e variância σ^2 . A ideia inicial do teste é estimar o modelo 4.1 e usar um teste convencional t sobre o parâmetro ϕ , tendo como hipótese nula $H_0 : \phi = 0$ presença de raiz unitária. Para Enders (2014), o teste envolve estimar uma (ou mais) equações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) a fim de obter o valor estimado de ϕ e o erro padrão associado, então compará-lo a estatística t resultante com o valor apropriado da estatística Dickey-Fuller, permitindo rejeitar ou não a hipótese nula $H_0 : \phi = 0$.

³ 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 e não do tempo (HAMILTON, 1994).

Dickey e Fuller (1979) propuseram recalcular a estatística de teste considerando que o modelo de série temporal pode assumir qualquer uma das seguintes equações 4.2, 4.3 e 4.4 abaixo, que representam, respectivamente, um modelo de passeio aleatório, um modelo de passeio aleatório com deslocamento (*drift*) e um modelo de passeio aleatório com deslocamento e tendência determinística:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \mu_t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Em que Δy_t representa a transformação da série, o parâmetro α é o coeficiente de descolamento, o termo μ_t representa a tendência determinística, γ é o coeficiente da variável defasada, já o termo ε_t é o termo de erro independente com média zero e variância σ^2 .

Dessa forma, teríamos diferentes estatísticas de testes para cada uma das situações em que as séries se comportassem. Além disso, o cálculo do teste é realizado com base na estatística de teste Dickey-Fuller, em que a estatística do referido teste é obtida por simulações de Monte Carlo. Assim, ao rejeitar a hipótese nula, conclui-se que a série não possui raiz unitária. Por outro lado, a não rejeição da hipótese nula indica que a série possui raiz unitária.

- **Dickey-Fuller Augmented (ADF)**

O teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) é uma generalização do teste proposto por Dickey e Fuller (1979). Porém, neste último, considera-se que o termo de erro ε_t é não correlacionado com a série. Além disso, admitia-se que variável poderia assumir apenas uma diferença. Assim, para o teste ADF, considera-se que a variável pode assumir qualquer ordem (p) de defasagem é o termo de erro ε_t é correlacionado com a série.

Em resumo, o teste tem como objetivo provar a existência de raiz unitária em y_t na presença de variáveis defasadas com (p) ordem de defasagem assumindo o termo ε_t correlacionado. Dessa forma, segundo Enders (2014), ao incorporarmos a presença de defasagens de ordens superiores, as equações propostas por Dickey-Fuller inicialmente seguirão a forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

em que

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p a_i); e \beta_i = \sum_{j=i}^p a_j$$

O teste ADF assume a seguinte hipótese nula $\gamma = 0$, ou seja, a série possui raiz unitária (não-estacionário), além disso, o teste pode ser realizado utilizando a mesma estatística-tau crítica encontrada no teste Dickey-Fuller (DF). Com isso, caso a hipótese nula seja rejeitada assumiremos que a série y_t é estacionária. Caso contrário, a série em estudo contém raiz unitária.

- **Phillips e Perron (PP)**

Outro teste usado para verificar a existência de raiz unitária é o teste de Phillips e Perron (1988), que é semelhante ao teste Dickey-Fuller (DF). No entanto, apresenta-se como uma extensão para os casos em que o termo de erro ε_t são correlacionados e possivelmente heteroscedástico. Neste caso, o teste PP é um procedimento não paramétrico, que contorna o problema de analisar séries temporais mais complexas identificando a existência de raiz unitária, ao mesmo tempo que trata do problema de correlação serial corrigindo a estatística de teste DF.

O procedimento de análise é semelhante ao teste DF. No entanto, o que muda é que no teste PP supõe-se a existência de variáveis dependentes defasadas e correlacionadas serial nos termos de erro. Além disso, a estatística de Phillips-Perron é dada por:

$$\hat{Z}_{t,\mu} = \hat{\tau}_\mu \left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right) - \frac{1}{2} \left(\frac{\hat{v}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{v} \sqrt{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}} \right) \quad (4.5)$$

Em que $\hat{Z}_{t,\mu}$ representa a estatística do teste PP, o termo $\hat{\tau}_\mu$ corresponde a estatística Dickey e Fuller, o parâmetro $\left(\frac{\hat{\sigma}}{\hat{v}} \right)$ representa a correção da amplitude da estatística, os termos \hat{v}^2 e $\hat{\sigma}^2$ representam respectivamente, a variância de longo prazo e a variância da populacional.

O teste assume a hipótese nula que a série possui raiz unitária. Assim, se não rejeitar a hipótese nula, assumiremos que a série é não estacionária. Além disso, o teste utiliza como valores críticos a estatística z calculado por (PHILLIPS, 1987)⁴.

- **Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS)**

Além dos testes ADF e PP apresentados anteriormente, outro teste utilizado no estudo foi o teste Kwiatkowski et al. (1992), empregado como complemento na identificação de possível presença de raiz unitária na série temporal. Bueno (2012) destaca que um dos problemas do teste de raiz unitária desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979), Dickey e Fuller (1981) envolve seu baixo poder de teste, em particular, com a presença do componente de médias móveis próximo ao círculo unitário. Isso significa que com frequência não rejeitamos a hipótese nula para não estacionariedade da série temporal para séries macroeconômicas. Diante disso, Kwiatkowski et al. (1992) propôs um teste que consistem em distinguir as raiz

⁴ Para maiores detalhes ver Phillips (1987).

unitária de dados que não são conclusivos, ou seja, um teste que serve como complemento dos demais. No entanto, diferente dos testes ADF e PP, o teste KPSS apresenta como hipótese nula que a série é estacionária, contra não estacionariedade na hipótese alternativa.

Assim, a estatística do teste segue principalmente com base na teoria da distribuição assintótica, para o teste dos multiplicadores de Lagrange (LM) como descrito abaixo por Kwiatkowski et al. (1992):

$$LM = \sum_{i=1}^T \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_\varepsilon^2}$$

Em que S_t^2 representa a soma parcial dos termos do resíduos elevado ao quadrado e $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ é o estimador do erro da variância da regressão. Assim, realizado o teste LM, os valores são confrontados com os valores críticos estabelecidos. Caso rejeitemos a hipótese nula, assumiremos que nossa série contém raiz unitária. Por outro lado, a não rejeição da hipótese nula admite que a série é estacionária.

Caso seja verificado a não estacionariedade das séries será realizado o procedimento de verificação de cointegração entre as variáveis, através do teste de cointegração de Johansen. Assim, caso seja constatado que as variáveis são cointegração será adotado a modelagem VEC para estimação. Por outro lado, inexistindo cointegração será realizado o processo de diferenciação e assim estimaremos o modelo VAR em primeira diferença.

No entanto, realizar esse procedimento acaba causando algum tipo de penalização, pois o processo de diferenciação acaba penalizando a quantidade de parâmetros e assim ocasionando perda/omissão de informações relevantes. Por outro lado, garante que as variáveis sejam estacionárias evitando assim estimações espúria (ENDERS, 2014).

Descrito os testes utilizados para investigar a estacionariedade das séries temporais do estudo, o próximo passo da análise se concentrará na construção do sistema VAR para posterior estimação dos parâmetros autorregressivos. Assim, na seção seguinte será feito um breve comentário a respeito da abordagem VAR e VEC. Logo em seguida, será discutido dois mecanismos que complementaram a análise da modelagem VAR/VEC: função impulso-resposta e a decomposição da variância do erro de previsão.

4.2.2 Modelagem VAR

A modelagem com Vetores Autorregressivos (VAR) é uma extensão da classe do modelo autorregressivo (AR) para o caso onde há mais de uma variável em estudo, possuindo mais de uma variável dependente (por exemplo, Y e X), constituindo assim mais de uma equação. Nesse sentido, cada equação no sistema utiliza como variável explicativa defasagens de todas as variáveis do estudo e, possivelmente, uma tendência determinística (SIMS, 1980; ENDERS, 2014).

Como muitas variáveis econômicas apresentam efeitos diversos sobre as outras, e estas afetam elas mesmas, existem indícios que há uma relação dinâmica, não somente temporal

entre as variáveis, mas também dentro do próprio modelo. Nesse sentido, a modelagem VAR é adequada para captar esse tipo de comportamento, o que é útil para determinar as relações econômicas e realizar previsões.

Com isso, a modelagem tem como uma das suas principais vantagens a capacidade de captar a interdependência entre as séries temporais com o uso mínimo de pressupostos teóricos. Além disso, o processo permite solucionar o problema de endogeneidade das variáveis. Para Sims (1980) essa seria uma das principais vantagens do método, uma vez que quanto maiores forem as restrições impostas dentro de um modelo, mais irrealista a análise se tornaria, destoando assim dos verdadeiros comportamentos da economia.

No entanto, é importante frisar que o modelo VAR também apresenta suas limitações/inconvenientes como: identificar a escolha adequada do número de defasagem para o modelo; difícil interpretação dos coeficientes devido a elevada quantidade de equações resultantes; a restrição que todos os componentes do modelo deverão ser estacionário; e possuir um número limitado de variáveis, principalmente, para analisar a qualidade de previsões econômica (LÜTKEPOHL, 2005; ENDERS, 2014).

Hamilton (1994) descreve que o VAR como um sistema no qual as variáveis são regressadas sobre uma constante e um número p de defasagens, bem como cada uma das variáveis dentro do sistema. Além disso, considera todas as variáveis dentro do sistema como endógenas.

Lütkepohl (2005) descreve que os processos VAR são classes de modelos que consideram todas as variáveis como endógenas em função de seus valores defasados, sendo úteis para descrever um processo de geração de dados de frequências distintas.

Assim, com base em Lütkepohl (2005), um modelo VAR de ordem (p) em sua forma reduzida, pode ser expresso pela seguinte equação:

$$Y_t = v + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t; \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (4.6)$$

Onde $Y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ e o vetor de variáveis ($K \times 1$), A_i é a matriz de coeficientes ($k \times k$), $v = (v_1, \dots, v_k)$ é o vetor de constantes ($k \times 1$), p é o número de defasagem, e o $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})$ é um o termo de erro, do tipo ruído branco⁵, k -dimensional ou processo de inovação⁶, para $s \neq t$. Além disso, a matriz de covariância $\sum u$ é assumida como sendo não singular. Dessa forma, para estimar o VAR assumiu-se que Y_t deverá ser estacionário, $\mu_t \sim N(0,1)$, e por fim, $Cov(\mu_i, \mu_j) = 0$ para $i \neq j$.

Outro aspecto importante a ser considerado na construção do sistema VAR é em relação a estabilidade do modelo. Hamilton (1994) afirma que para um modelo VAR seja considerado estável é necessário que o valor absoluto de todos os elementos da própria matriz A sejam menores que 1 (um), permanecendo dentro do círculo unitário⁷. Assim, o

⁵ Com média zero e variância constante.

⁶ Em que $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_t') = \sum u$ e $E(u_t u_s') = 0$

⁷ Para maiores detalhes ver Hamilton (1994).

processo será descrito como estável (estacionário). Caso contrário, o sistema apresenta desequilíbrio sendo necessário realizar procedimentos de correção.

Para executar a estimação do modelo VAR necessita-se realizar a escolha da quantidade de defasagens ótimas do sistema ou a definição da ordem p do modelo. Para Enders (2014) a adição de defasagens a mais no sistema pode reduzir a soma dos quadrados dos resíduos estimados. Além disso, a adição de defasagem implica na estimação de mais coeficientes e perda de graus de liberdade. Assim, o procedimento deverá seguir os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ) como escolha da quantidade de defasagem ótima⁸. Dessa forma, em todos os testes, será estimado o modelo com diversas defasagens e escolher-se-á aquele que apresentar os menores valores, ou seja, o modelo mais parcimonioso (critério da parcimônia) e que melhor se adeque aos dados.

Genericamente, o sistema VAR/VEC a ser construído para os setores industriais da região Nordeste será composto pelas seguintes equações:

$$\ln(iextrat_ne_t) = \alpha_1 + \beta_{1j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{1j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{1j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{1t}$$

$$\ln(igeral_ne_t) = \alpha_2 + \beta_{2j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{2j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{2j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{2t}$$

$$\ln(itransf_ne_t) = \alpha_3 + \beta_{3j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{3j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{3j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{3t}$$

Já para a indústria geral dos estados selecionados teremos as seguintes equações:

$$\ln(igt_ce_t) = \alpha_4 + \beta_{4j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{4j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{4j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{4t}$$

$$\ln(igt_pe_t) = \alpha_5 + \beta_{5j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{5j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{5j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{5t}$$

$$\ln(igt_ba_t) = \alpha_6 + \beta_{6j} \sum_{j=1}^p \ln(petro)_{t-j} + \gamma_{6j} \sum_{j=1}^p \ln(tc_real)_{t-j} + \delta_{6j} \sum_{j=1}^p \ln(overselic)_{t-j} + u_{6t}$$

Nos sistemas de equações acima, as variáveis são aquelas descritas na seção anterior 4.1 e tomadas em logaritmo natural. Já os parâmetros α , β , γ e δ representam a matriz dos

⁸ Para grandes amostras o critério (SC) é mais consistente, gerando um modelo mais parcimonioso que o (AIC). Por outro lado, para pequenas amostras, o (AIC) apresenta resultados melhores que o (SC) e (HQ) (BUENO, 2012; ENDERS, 2014).

coeficientes, o parâmetro p representa a ordem de defasagem e μ é o vetor de perturbação aleatória não correlacionado entre si contemporâneo e temporalmente.

Vale salientar que para cada modelo, os coeficientes foram estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Segundo Enders (2014), a condição de que os termos de erros sejam serialmente não correlacionados e com variância constante, garante que cada equação pode ser estimada por MQO e suas respectivas estimativas sejam consistentes e assintoticamente eficiente.

4.2.3 Modelo VEC

Engle e Granger (1987) definem que a modelagem VEC é adequada para modelar séries não estacionárias que possuem uma dinâmica em comum, ou seja, que podem ser expressa como uma relação de cointegração possuindo uma componente de longo prazo e um de curto prazo, além de ser uma versão mais completa da classe de modelos VAR.

Assim como a modelagem VAR, os modelo VEC são amplamente utilizados quando há uma possível relação entre as variáveis. No entanto, quando uma das variáveis é não estacionária a estimação pela abordagem VAR deixa de ser válida, dada que uma das hipóteses para utilização dessa técnica consiste que as variáveis sejam estacionária, ou seja, estejam em nível $I(0)$. Outro problema está relacionado com a perda/omissão de variáveis relevantes. Neste caso, o modelo VEC torna-se adequado para corrigir esse problema (ENDERS, 2014).

Segundo Lütkepohl (2005) se Y_t é definido como $I(1)$ as variáveis são potencialmente cointegradas. Neste caso é adequado fazer uma reparametrização na equação 4.6, subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados da equação e rearranjando os termos obtêm-se a seguinte equação do VAR:

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (4.7)$$

Tem-se que $\alpha \beta' = \Pi$ são conhecidas como as r relações de cointegração de 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.

Portanto, testa-se a hipótese nula para cointegração através do Teste Traço e do Máximo Autovalor, a partir da matriz Π para definir a quantidade de vetores de cointegração (r). Para captar essa informação, utilizou-se o teste de Johansen⁹, que é um método multivariado e utiliza como 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 Π que corresponde ao número de relações

⁹ Para mais detalhes sobre o teste consultar Johansen (1988)

e vetores de cointegração entre as variáveis do sistema. Dessa forma, a cointegração é testada através dos Testes Traço¹⁰ e de Máximo Autovalor.

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 entre as variáveis no longo prazo. Dessa forma, a equação 4.7 pode ser rearranjada para uma representação geral do modelo VEC, como segue:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \sum_{p=1} \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (4.8)$$

Onde $\Pi = \alpha\beta'$ e a matriz de informação de longo prazo ($k \times k$), Γ_{p-1} é a matriz que representa a dinâmica de curto prazo das variáveis (k). Sendo que essa última apresenta a versão completa VEC em que cada equação é um modelo de correção de erro. Além disso, os parâmetros neste caso, são estimados pelo método da Máxima Verossimilhança (MV).

4.2.4 Impulso resposta e Decomposição da Variância

Uma abordagem comumente utilizada junto do VAR/VEC é a análise da função de impulso resposta, que decorre a partir de um choque exógeno no termo de erro, ou então uma perturbação na matriz de termos, impactando diretamente as variáveis do sistema. Sims (1980) afirma que a função impulso resposta consistem em um recurso adicional, o método permite observar o comportamento da variável no decorrer do tempo após um choque exógeno nas variáveis contidas no VAR.

Nesse sentido, a Função de Impulso-Resposta (FIR) parte do princípio de que um choque na i -ésima variável não apenas afeta diretamente os valores da i -ésima variável, mas também é transmitido para todas as outras variáveis endógenas, através de uma estrutura dinâmica (defasada) dentro do sistema VAR. Assim, busca-se verificar o comportamento das variáveis ao longo do tempo quando algum dos resíduos sofre uma perturbação no seu valor (choque exógeno) (ENDERS, 2014).

Para Hamilton (1994), consideremos a forma uni-variada do modelo 4.6 representada na forma do processo de um vetor de média móvel (decomposição de Wald), como pode ser expresso por:

$$Y_t = \mu + \Psi_1 u_{t-1} + \dots + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i u_{t-i}$$

onde Ψ_i são as matrizes de média móvel com dimensão ($k \times k$), que representam os choques de u_{t-i} em Y_t , e onde Ψ_{ij}^n é o termo (i, j) da matriz Ψ_s que é interpretado como a resposta do impulso, o $\sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i u_{t-i}$ representa a resposta ao impulso acumulado total, assim:

¹⁰ O teste Traço e Máximo Autovalor consideram 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. O teste Trace tem como hipótese alternativa ($r > r_0$), já para o máximo autovalor $r = r_0 + 1$ (JOHANSEN, 1988; ENDERS, 2014).

$$\Psi_{ij}(S) = \Psi_{ij}^s = \frac{dY_{i,t+1}}{du_{i,j}} = \frac{dY_{i,t}}{du_{j,t-s}}; \text{ em que } i, j = 1, 2, \dots, n \quad (4.9)$$

Assim, a equação 4.9 é chamada Função Impulso Resposta, mostrando o comportamento da variável frente a um choque exógeno. Vale ressaltar que as variáveis foram estimadas em logaritmo natural, logo mostraram a resposta em percentual a um choque de um desvio padrão na variável de interesse. Para produção da resposta do impulso no produto industrial foi utilizado o impulso generalizado¹¹, pelo fato de não necessitar de um ordenamento prévio das variáveis no sistema, além disso, os choques não possuem efeito contemporâneo em si nas outras variáveis. Foi utilizado ainda para este trabalho tanto na estimação da FIR como na decomposição da variância o horizonte temporal de 48 meses.

Além disso, é possível decompor e prever t passos a frente da variância do erro devido a cada choque $u_{j,t}$. Esse processo é denominado decomposição da previsão da variância, que determina a proporção da variação de Y_t causada pelo choque de $u_{j,t}$ versus o choque das outras variáveis u_i, t para $i \neq j$.

De forma bem resumida, a decomposição da variância dos erros tem como principal objetivo mostrar a importância relativa de cada uma das variáveis do modelo a partir das suas respectivas variâncias dos resíduos. Enders (2014) define como a proporção dos movimentos de uma sequência devido a cada variável endógena dentro do sistema, ao longo de uma horizonte temporal.

Enders (2014) reforça que na prática conhecer os processos geradores dos dados é mais complexo. Nesse caso, utiliza-se dois meios para impor restrições e, assim, poder recuperar as informações do sistema primitivo. O primeiro, consiste que as restrições sejam orientadas pela teoria econômica, principalmente sobre os efeitos das relações entre as variáveis. No entanto, determinar tais relações e efeito apenas pela luz econômica pode não ser o suficiente, pois há uma complexidade nesta determinação pelo simples fato de que outras variáveis podem estar inter-relacionadas com a série em questão e ambas podem demonstrar um efeito contemporâneo mútuo. Outro motivo é que as relações podem não estar bem claras e consolidadas na literatura econômica, tornando-se assim uma alternativa mais complexa. O segundo meio é impor restrições através da utilização de um método de decomposição a ser escolhido pelo pesquisador, sendo este último mais adequado, uma vez que não necessita de um conhecimento a priori sobre essas relações entre as variáveis.

Como método de decomposição para a matriz A utilizou-se neste trabalho a decomposição de Choleski, pelo fato de que a mesma apresenta-se como um método simples e que propõe um conjunto mínimo de suposições para identificação do modelo estrutural (ENDERS, 2014).

Para operacionalização do trabalho fez-se uso de dois software específicos. Em primeiro lugar, fez-se uso do software R para o tratamento da base de dados. Em seguida, utilizou-se o software Eviews para realizar os testes e estimações econométricas.

¹¹ Para maiores detalhes ver (PESARAN; SHIN, 1998)

Essa seção buscou apresentar de forma breve a modelagem VAR/VECM e sua utilidade para identificar as inter-relações e impactos no setor industrial, como também as questões relacionadas à identificação do modelo e seus instrumentos (função impulso-resposta e decomposição da variância) disponíveis para examinar as variáveis que compõe o sistema. A seguir serão apresentados os principais resultados da pesquisa, iniciando com a apresentação e análise gráfica das séries temporais.

5 RESULTADOS

Este capítulo dedica-se a apresentar os resultados obtidos na pesquisa com principal ênfase no aspecto regional. Em particular, será analisado os impactos dos choques nas variáveis preço do petróleo, taxa de câmbio real e taxa de juros nominal sobre o setor industrial do Nordeste (extrativa, transformação e geral) e dos estados do Ceará, Pernambuco e Bahia. Para alcançar os objetivos a que esse trabalho se propõe, inicialmente fez-se a análise descritiva das séries utilizadas no estudo, em seguida será verificado, a partir dos testes econométricos, a estacionariedade das variáveis e a possível cointegração entre as séries. Por fim, será exposto os resultados da estimação dos modelos VAR/VEC, obtendo assim as funções de impulso-resposta e a decomposição da variância para o setor industrial.

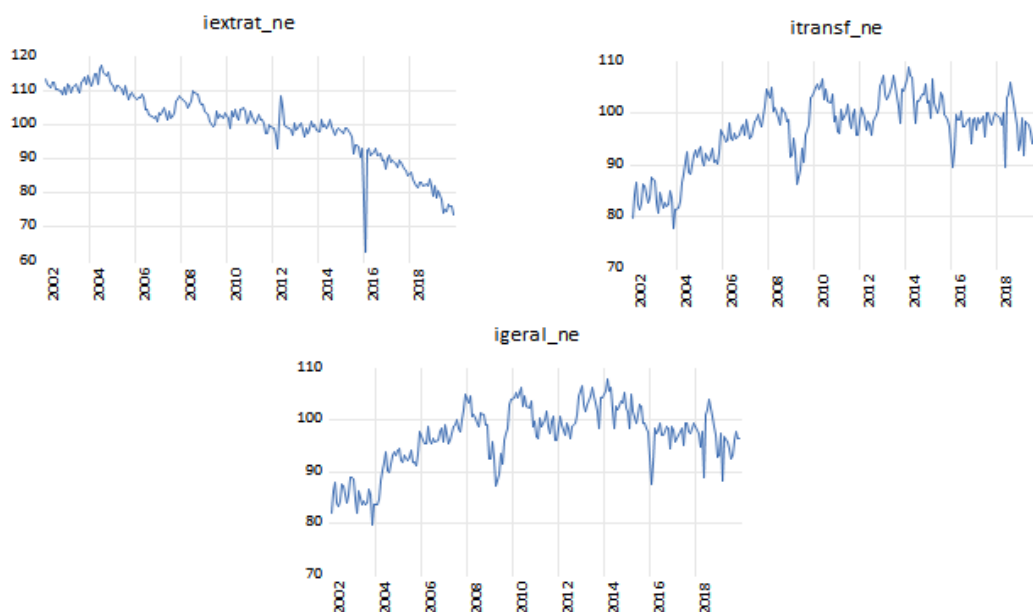
5.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

Com o auxílio da Figura 5.1, é possível observar o comportamento das séries macroeconômicas durante o período temporal. O que se observa no geral é que as séries industriais tem características oscilatórias, indicando assim uma possível não estacionariedade para o conjunto de dados. No entanto, quando visualizada a trajetória temporal individualmente, percebe-se que elas possuem características distintas.

O setor da indústria extrativa apresentou uma trajetória de declínio do produto industrial ao longo de todo o período, principalmente no final do ano de 2004 se aprofundando no ano de 2008, fruto da desaceleração econômica e crise financeira internacional. Ao final do ano de 2015, a atividade extrativa apresentou seu pior desempenho. Esse fraco desempenho, em parte, é explicado pela desaceleração da demanda interna, que entrou em compasso de recessão no final de 2014, como também marcado pela mudança na composição industrial que a região Nordeste experimentou com o aumento da produção de bens não-duráveis e duráveis na região (IBGE, 2020).

Já para os segmentos relacionados a indústria geral e de transformação, ambas apresentaram uma trajetória similar: positiva e crescente do produto industrial. Destaque para o crescimento e importância que a indústria de transformação tem apresentado para o Nordeste nas últimas década em função da composição industrial e do aumento da demanda nacional e internacional por produtos manufaturados.

Figura 5.1 – Comportamento das séries macroeconômicas para os índices agregados dos setores industriais no Nordeste, mensal entre 2002.01-2019.12.



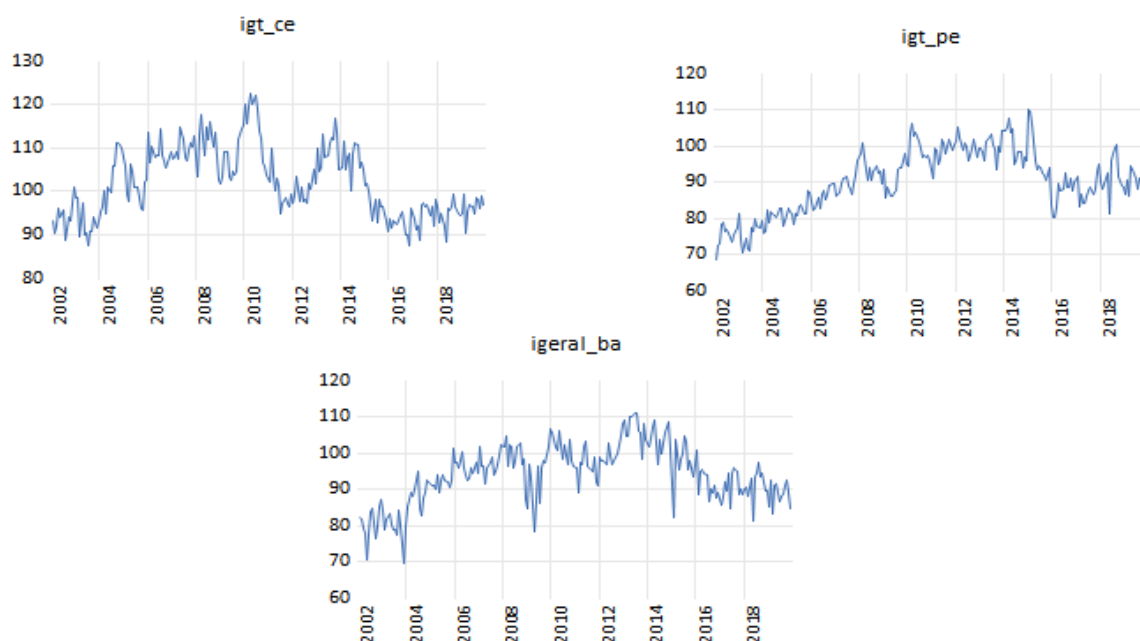
Fonte: IBGE; Elaborada pelo próprio autor; Nota: Variáveis dessazonalizadas; Da esquerda para a direita: Indústria extrativa, transformação e geral.

Já para a Figura 5.2, percebe-se uma diferença significativa e heterogênea ao longo do período, no comportamento do indicativo do produto industrial em cada um dos estados. O comportamento do indicativo industrial cearense tem apresentado uma trajetória de crescimento até o final do ano de 2010, com posterior redução do produto. Entretanto, observa-se uma recuperação lenta e gradual após o início do ano de 2012.

É importante mencionar que esse comportamento, em parte, é resultado dos esforços direcionados ao desenvolvimento industrial realizados no estado. Nesse período, destaca-se o funcionamento de empreendimentos ligados a indústria de metalurgia no estado, principalmente no segmento metalmeccânico, que ganhou um importante impulso a partir da implantação da Companhia Siderúrgica do Pécem (CSP), na Zona de Processamento de Exportações (ZPE) no ano de 2013 contribuindo assim, para o fortalecimento do segmento no estado (ZPE, 2020).

Já para o indicativo industrial do Pernambuco e da Bahia, observa-se uma trajetória crescente desde o início do período, embora o indicativo industrial bahiano tenha sofrido um impacto mais forte nos anos de 2008-2009 em comparação aos estados do Ceará e Pernambuco.

Figura 5.2 – Comportamento das séries macroeconômicas para os índices agregados da indústria geral nos Estados do Ceará, Pernambuco e Bahia, mensal entre 2002.01-2019.12.



Fonte: IBGE; Elaborada pelo próprio autor; Nota: Variáveis dessazonalizadas; Da esquerda para a direita: Indústria do Ceará, Indústria do Pernambuco e Indústria da Bahia.

Por fim, analisou-se o comportamento das variáveis em nosso estudo, a saber: preço do petróleo, taxa de câmbio real e taxa de juros nominal. A Figura 5.3, apresenta o comportamento das variáveis no decorrer do período analisado. Iniciando com o preço do petróleo, observa-se em destaque dois períodos em que o comportamento do preço do petróleo mostrou-se mais volátil. O primeiro, relacionado a redução significativa no preço do petróleo bruto ocorrida no ano de 2008, em resposta a redução da demanda mundial pela *commoditie* e pela crise econômico-financeira internacional. Já o segundo, ocorreu no final do ano de 2014 em que houve novamente uma redução do preço no mercado internacional, registrando uma contração inferior a US\$ 80 por barril. Alguns dos fatores que contribuíram para esse cenário de queda nos preços no final do ano de 2014 estão vinculados em parte ao aumento de produção do petróleo em áreas de xisto nos Estados Unidos o chamado “boom do xisto”, e o impacto da retração da demanda nos continentes europeu e asiático (RIBEIRO et al., 2018).

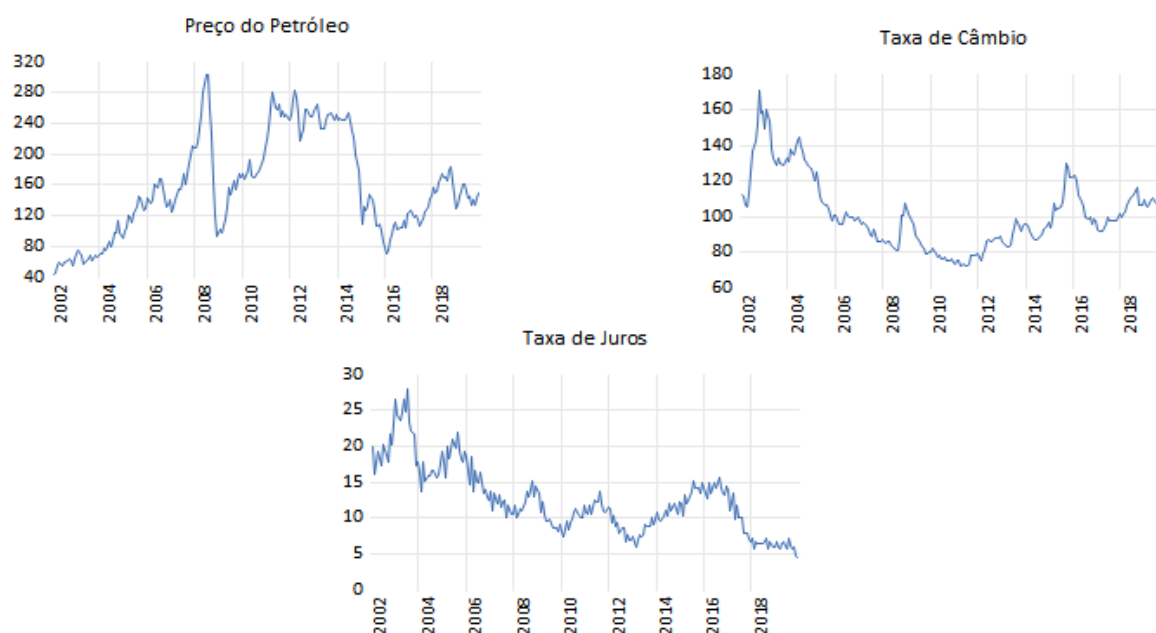
Como pode ser observado, no gráfico esquerdo, com uma expansão da oferta da *commoditie*, seu preço naturalmente entra em trajetória de redução. Assim, quando somado com a demanda cada vez menor, a diminuição do preço no mercado foi maior que o da crise de 2008. Isso explica essas duas quedas abruptas no mercado de óleo durante o período analisado.

Já para o comportamento da taxa de câmbio, observa-se uma trajetória de valorização do câmbio real ao longo do período, iniciando no final do ano de 2002. Badani e Hidalgo (2005) destaca que a taxa de câmbio real no Brasil vem sofrendo serias valorizações durante

o período, principalmente no final do ano de 2002, fruto das incertezas políticas (pós eleições) e institucionais no país. Já no início de 2011 o câmbio real chega a registrar seu menor valor de toda a série, aproximadamente 71,76%. A partir de então, o câmbio real começa a se desvalorizar e inicia-se uma trajetória de ascensão que perdura até o final do período.

A taxa de juros nominal tem apresentado uma trajetória de declínio desde o final do ano de 2003. Um dos principais motivos para esse comportamento é o ambiente interno favorável com baixas taxas de inflação. No entanto, a partir de 2012, observa-se uma trajetória de aumento da taxa de juros que se estende até o final de 2017. Esse período em questão é marcado por diversos acontecimentos internos, dentre eles o registro de uma taxa de inflação acelerada e alta na economia. Esse fator contribuiu para o aumento sucessivo da taxa de juros realizada pelo Comitê de Política Monetária (COPOM), com a finalidade de manter a inflação dentro da meta estipulada pelo Banco Central (BCB, 2020).

Figura 5.3 – Comportamento das séries macroeconômicas para o preço do petróleo, taxa de câmbio real e taxa de juros nominal, mensal entre 2002.01-2019.12.



Fonte: FMI, IPEADATA e BCB; Elaborada pelo próprio autor; Nota: Da esquerda para a direita: Preço do Petróleo, Câmbio real e Taxa de juros nominal.

Dessa maneira, adiante serão realizados testes para verificar e confirmar ou não, a estacionariedade das séries temporais, procedimento necessário para que seja aplicado corretamente a modelagem VAR.

5.2 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Para verificar a existência ou não da estacionariedade utilizou-se, neste trabalho, os testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) e

Phillips e Perron (PP).

A Tabela 5.1 abaixo apresenta os resultados dos testes de estacionariedade realizados. Em geral, esses testes indicam se as séries podem ser descritas adequadamente como um processo estacionário. Além disso, permite identificar a ordem de integração da variável em questão. Vale ressaltar, que os testes foram realizados com a presença da constante e tendência. No entanto, a estimação com tendência foi escolhida apenas para o caso que essa fosse estatisticamente significativa.

Iniciando a discussão dos resultados¹ com o teste ADF foi estimado utilizando apenas constante, exceto para a variável (iextrat_ne). Como hipótese nula, o teste assume que a série testada é não estacionária, ou seja, possui raiz unitária. Como resultado, observou-se a não rejeição da hipótese nula para as variáveis: indústria extrativa, indústria geral Ceará, preço do petróleo, câmbio real e juros nominal. As demais variáveis o teste apontou para estacionariedade em nível das séries temporais.

Para o teste KPSS, a qual foi realizado considerando a presença da constante e tendência para as variáveis, possui como hipótese nula que a série temporal é estacionária. Os resultados do teste indicaram a rejeição da hipótese nula de estacionariedade para todas as variáveis, ou seja, todas as séries do estudo possuem raiz unitária.

Já o teste PP estimado com a presença de constante, exceto para a iextrat_ne, itransf_ne e overselic, assume como hipótese nula que a série é não estacionária. Como resultado, o teste indicou a rejeição da hipótese nula para todas as variáveis industriais analisadas, exceto para as séries preço do petróleo, câmbio real e juros nominal. Dessa forma, conclui-se que apenas as variáveis macroeconômicas possuem raiz unitária.

¹ Foi adotado o nível de significância de 5% como critério de decisão.

Tabela 5.1 – Testes de raiz unitária para as séries temporais.

ADF				
H0: Raiz unitária				
Variável	em nível	rejeita H0	1° diferença	rejeita H0
igeral_ba	-3,029	sim	-15,231	sim
igt_ce	-2,831	não	-20,758	sim
igt_pe	-3,029	sim	-17,92	sim
iextrat_ne	0,165	não	-12,897	sim
igeral_ne	-3,139	sim	-14,051	sim
itransf_ne	-3,047	sim	-18,742	sim
petro	-2,585	não	-9,664	sim
tc_real	-1,831	não	-11,733	sim
overselic	-2,25	não	-5,285	sim

Valores críticos: constante (-2,874); constante e tendência (-3,431).
Nota: Estimacões com constante, exceto para iextrat_ne.

KPSS				
H0: Estacionariedade				
Variável	em nível	rejeita H0	1° diferença	rejeita H0
igeral_ba	0,368	sim	0,066	não
igt_ce	0,303	sim	0,040	não
igt_pe	0,414	sim	0,072	não
iextrat_ne	0,285	sim	0,135	não
igeral_ne	0,36	sim	0,033	não
itransf_ne	0,352	sim	0,036	não
petro	0,336	sim	0,036	não
tc_real	0,385	sim	0,050	não
overselic	0,217	sim	0,049	não

Valores críticos: constante e tendência (0,146).
Nota: Estimacões somente com constante e tendência.

PP				
H0: Raiz unitária				
Variável	em nível	rejeita H0	1° diferença	rejeita H0
igeral_ba	-4,438	sim	-32,232	sim
igt_ce	-3,315	sim	-21,829	sim
igt_pe	-3,284	sim	-24,630	sim
iextrat_ne	-6,826	sim	-50,992	sim
igeral_ne	-4,007	sim	-21,707	sim
itransf_ne	-4,013	sim	-22,453	sim
petro	-2,326	não	-9,476	sim
tc_real	-1,915	não	-11,916	sim
overselic	-2,83	não	-23,38	sim

Valores críticos: com constante (-2,874); constante e tendência (-3,430).
Nota: Estimacões com constante, exceto para iextrat_ne, itransf_ne e overselic.

Fonte: Elaboracão com base na saída do software Eviews.

Em geral, os resultados dos testes ADF e PP indicaram como sendo estacionário a maioria das séries utilizadas no estudo. No entanto para o setor extrativo, indústria geral

do Ceará e as variáveis macroeconômicas confirmou-se a presença de raiz unitária em mais de um teste. Dessa forma, pode-se considerar que as séries são integradas de ordem um - I(1), isso significa que é necessário realizar uma diferenciação na série temporal para que se torne estacionária. Assim, a Tabela 5.2 traz um resumo da ordem de integração indicadas pelos testes das variáveis do estudo.

Tabela 5.2 – Ordem de integração para as séries temporais.

Variáveis	ADF	KPSS	PP
igeral_ba	I(0)	I(1)	I(0)
igt_ce	I(1)	I(1)	I(0)
igt_pe	I(0)	I(1)	I(0)
iextrat_ne	I(1)	I(1)	I(0)
igeral_ne	I(0)	I(1)	I(0)
itransf_ne	I(0)	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.

Como a maioria das séries industriais mostraram-se estacionárias em nível e as variáveis referente ao preço do petróleo, câmbio e juros integradas de ordem um, optou-se por realizar a diferenciação das séries e posteriormente estimar o modelo VAR em primeira diferença para cada setor/estado. Adicionalmente, foi confirmado a presença de raiz unitária em mais de um teste para as variáveis industriais extrativa e indústria geral do Ceará.

Dessa forma, tem-se que as variáveis possuem forte potencial para existir uma relação de cointegração. Como próximo passo deverá ser realizado o procedimento para testar cointegração entre as variáveis a fim de verificar alguma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Dessa maneira, para este estudo específico foi realizado o teste de cointegração de Johansen², adotando duas defasagem para a indústria extrativa e quatro defasagem para a indústria geral do Ceará, com base no critério de seleção de defasagem. Além disso, assumiu-se a tendência como linear e determinística em ambas as estimações.

A Tabela 5.3 traz um resumo dos testes de cointegração de Johansen para o setor industrial extrativo e geral do estado do Ceará. Observa-se que as estatísticas de traço e do máximo autovalor indicaram a rejeição da hipótese nula de cointegração ($r=0$) ao nível de 5% para a indústria geral do Ceará, indicando a possível existência de pelo menos um (1) vetor de cointegração entre as séries industriais e as variáveis macroeconômicas, exceto para o setor extrativo que verificou-se não rejeição da hipótese nula de cointegração.

² Para ver mais detalhes sobre o teste consultar (JOHANSEN, 1988).

Tabela 5.3 – Teste de Cointegração de Johansen para o setor extrativo e da indústria geral do Ceará.

Indústria extrativa				
Teste do Traço				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística de Traço	95%	p-valor**
$r=0$	0.118090	47.07094	47.85613	0.0591
$r \leq 1$	0.076265	20.30432	29.79707	0.4024
$r \leq 2$	0.015868	3.407063	15.49471	0.9454
Teste do Máximo Autovalor				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística Máx.Autovalor	95%	p-valor**
$r=0$	0.118090	26.76662	27.58434	0.0633
$r \leq 1$	0.076265	16.89725	21.13162	0.1769
$r \leq 2$	0.015868	3.406992	14.26460	0.9160
Indústria geral Ceará				
Teste do Traço				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística de Traço	95%	p-valor**
$r=0^*$	0.129314	49.46693	47.85613	0.0350
$r \leq 1$	0.067183	20.24904	29.79707	0.4061
$r \leq 2$	0.019658	5.574740	15.49471	0.7451
Teste do Máximo Autovalor				
Hipótese nula	Autovalor	Estatística Máx.Autovalor	95%	p-valor**
$r=0^*$	0.129314	29.21789	27.58434	0.0306
$r \leq 1$	0.067183	14.67430	21.13162	0.3124
$r \leq 2$	0.019658	4.189196	14.26460	0.8389

Nota: *Teste indica haver cointegração ao nível de 0,05; **Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values.

Fonte: Elaboração própria com base na saída do Software Eviews.

Neste caso, como foi confirmada a não cointegração entre o produto extrativo e as séries macroeconômicas, optou-se por realizar o processo de diferenciação entre as variáveis e, assim, estimar o modelo VAR em primeira diferença para o setor extrativo³. Já para a indústria geral cearense foi confirmada a existência de pelo menos um vetor de cointegração entre as séries, com isso fez-se o uso da modelagem VEC para estimar o comportamento do produto industrial cearense.

Definido o modelo utilizado para cada setor, o próximo passo será definir a quantidade de defasagem ótima para estimação em cada modelo. Assim, como critério de escolha foi utilizado o critério de seleção ótima do VAR⁴. Como resultados gerais para os modelos VARs, utilizou-se como base os critérios de informação de Schwarz (SC) e Hannan-Quinn

³ A estimação do VAR em primeira diferença para o setor extrativo foi realizado com as séries em logaritmo, no entanto, foi verificado que as transformações das variáveis em (log) não garantiu a estabilidade do sistema. Dessa forma, prosseguiu-se a realização da estimação para o setor sem a respectiva transformação.

⁴ Para consultar o valor das estatísticas ver Apêndice A

(HQ) que definiram como duas (2) a quantidade de defasagens ótimas para estimação. Além disso, levou-se em consideração no processo de escolha o critério da parcimônia. Já para o modelo VEC para a indústria geral cearense, adotou-se como escolha o critério de informação de Akaike (AIC) que definiu quatro (4) como número de defasagem que melhor se ajustou ao modelo⁵. Portanto, a Tabela 5.4 traz um resumo da modelagem que será realizada para cada setor/estado e sua respectiva quantidade de defasagem aplicada a cada modelo.

Tabela 5.4 – Resumo dos modelos e defasagens utilizadas no estudo.

Setor/Estado	Modelo	Defasagens
Extrativo	VAR	2
Transformação	VAR	2
Geral	VAR	2
Indústria Geral Ceará	VEC	4
Indústria Geral Pernambuco	VAR	2
Indústria Geral Bahia	VAR	2

Fonte: Elaboração própria.

5.3 MODELAGEM VAR/VEC PARA OS SETORES INDUSTRIAIS DA REGIÃO NORDESTE

A investigação a seguir se concentrará nas estimações dos modelos VAR/VEC, na função de impulso resposta e na decomposição da variância para cada setor industrial. Portanto, para consulta completa dos resultados das saídas dos modelos e testes de diagnósticos, consultar Apêndice A.

Antes de investigar os impactos das variáveis sobre os setores industriais da região, a Tabela 5.5 apresenta o teste de causalidade de Granger⁶ entre as variáveis macroeconômicas e os setores industriais⁷. Como resultado, foi verificado a rejeição da hipótese nula de causalidade entre as variáveis e os setores industriais ao nível de 5% de significância, exceto para o setor extrativo. Portanto, as variáveis do estudo ajudam a prever o comportamento futuro do produto industrial dos setores de transformação e geral.

⁵ Embora não tenha sido a quantidade ótima/mínima como recomenda a literatura, a estimação do modelo com apenas duas (2) defasagens acabou indicando a presença de autocorrelação serial nos termos de erro. Então, como forma de expurgar a autocorrelação optou-se por incluir mais duas defasagens. Assim, para o modelo final definiu-se o total de quatro (4) defasagem.

⁶ O teste de causalidade de Granger permite analisar se uma variável X causa outra variável Y no sentido de Granger, ou seja, se as observações de X no presente ou no passado ajudam a prever os valores futuros de Y para algum horizonte temporal (GRANGER, 1969).

⁷ Os valores estatísticos do teste estão disponíveis para consulta no referido Apêndice A

Tabela 5.5 – Resumo do teste de causalidade de Granger para os setores industriais da região Nordeste.

Hipótese Nula	Setor industrial		
	Extrativo	Transformação	Geral
	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0
ln_petro não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Sim
ln_tc_real não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Sim
ln_overselic não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Não

Fonte: Elaboração própria. *Nota: Rejeição ao nível de 5% de significância.

Confirmado a relação de causalidade entre as variáveis e os setores, em seguida, foi realizado os testes de estabilidade e diagnósticos. Como resultado, verificou-se que os modelos VARs obedecem a condição de estabilidade com todas as raízes do polinômio característico dentro do círculo unitário. Adicionalmente, foi constatado que os resíduos para os modelos são não autocorrelacionados serialmente e normalmente distribuídos, exceto para a estimação do setor extrativo⁸ que foi apontado que os resíduos são autocorrelacionados⁹.

De posse dessas informações, a seguir será apresentado com o uso da função impulso-resposta como os setores industriais do Nordeste reagem a um choque de um desvio padrão nas variáveis: taxa de juros, câmbio real e preço do petróleo.

5.3.1 Impactos sobre os setores industriais nordestinos

- **Efeitos da taxa de juros**

A Figura 5.4 apresenta a resposta dos setores industriais a um choque na taxa de juros. Observa-se que os setores de transformação e geral apresentam uma reação rápida e negativa a movimentos na taxa de juros, ou seja, há uma redução no nível do produto industrial frente a um aumento na taxa de juros. No que se refere ao setor extrativo, leva-se a supor que os efeitos dos juros nesse setor seja indeterminado.

Observando o comportamento do setor da indústria de transformação a um aumento na taxa de juros, nota-se, uma trajetória de declínio do nível do produto logo nos primeiros meses pós-choque. A atividade industrial reduz rapidamente e a partir do décimo mês oscila entre, -0.4% e -0.8%, comportamento que se mantém até o final do período analisado. Com isso, a partir do comportamento descrito pode-se afirmar que o setor de transformação da região Nordeste é sensível e apresenta respostas mais acentuadas a oscilações na taxa de juros.

No que se refere a resposta do setor da indústria geral, percebe-se um comportamento semelhante ao setor de transformação. No entanto, a taxa de juros tem um impacto

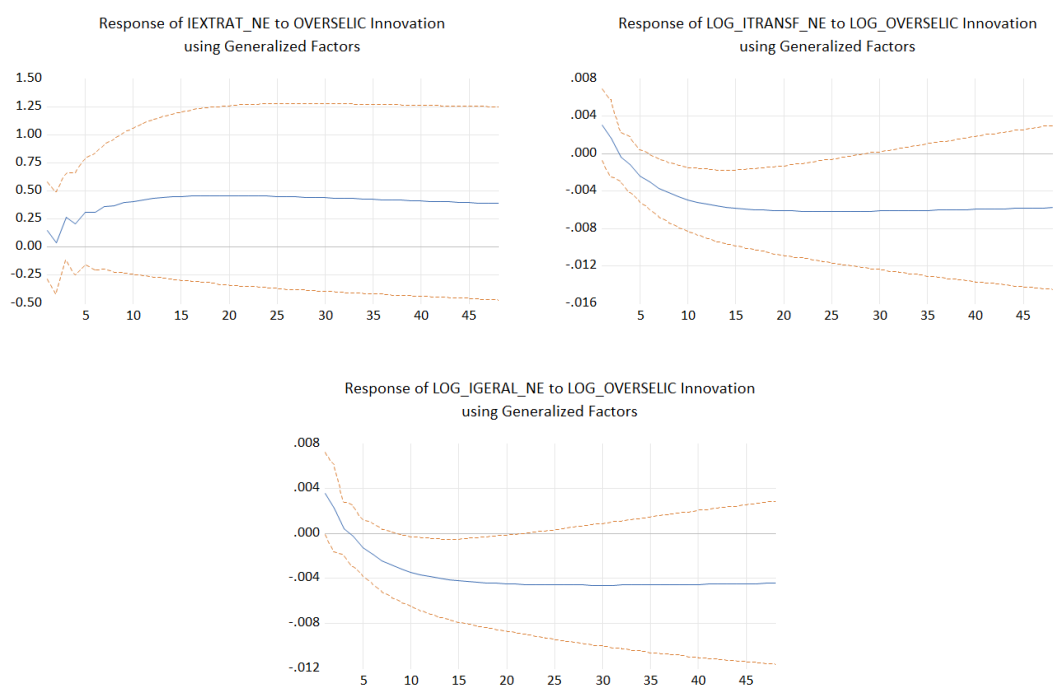
⁸ Foi-se testado a presença de *dummies* no modelo e o parâmetro não se mostrou estatisticamente significativo.

⁹ No entanto, mesmo na presença de autocorrelação os parâmetros continuam sendo consistentes e não-viesados. Porém, a presença de autocorrelação nos resíduos acaba afetando a eficiência do modelo visto que não se tem mais a garantia da variância mínima (STOCK, 2015).

atenuado sobre o nível de produto na atividade, possivelmente o setor da indústria geral seja pouco sensível a movimentos na variável. Assim, observa-se um declínio do produto industrial em resposta a um aumento na taxa de juros, com redução do nível de produto superior a um pouco mais de -0.4% , a partir do décimo período. Entretanto, essa redução verificada é inferior ao observado no setor de transformação.

Além disso, percebe-se que o choque no produto industrial não se dissipa ao final do período analisado, indicando que possivelmente os setores necessitem de um tempo maior para se reajustarem a uma taxa de juros mais elevada.

Figura 5.4 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável taxa de juros.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: extrativo, transformação e geral.
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Esse comportamento confirmado pelos setores industriais nordestinos, revelam que oscilações na taxa de juros nominal tendem a surtir efeitos moderados no curto prazo, intensificando-o a médio prazo, o que corrobora com os achados de Ibrahim (2005) afirmando que a reação do setor manufatureiro se fortalece ao longo do tempo. Além disso, quanto maior a importância do setor para a estrutura produtiva local maior tenderá a ser o impacto.

Resultados parecidos também foi encontrado por Dedola e Lippi (2005). Os autores encontraram que os impactos negativos na indústria estariam supostamente relacionados com as variáveis: durabilidade do produto, financiamento, capacidade de empréstimo e tamanho do estabelecimento. No nosso caso, esse fator pode estar relacionado com a

capacidade de empréstimo das empresas, uma vez que na região Nordeste a quantidade mais expressiva da indústria total é composta por estabelecimentos industriais caracterizados como de pequeno e médio porte (IBGE, 2019).

Dado o horizonte de impacto é provável que o aumento da taxa nominal de juros esteja impactando na taxa de juros real de longo prazo, que é a taxa que remunera o empresário. Assim, com o aumento da taxa de juros real, o empresário sente-se desestimulado a investir, acabando por inviabilizar novos projetos de investimento, fazendo com que não haja expansão da produção ou melhorias nas plantas industriais. Ghosh (2009) levanta essa possibilidade e a atuação do acelerado financeiro sobre o impacto na indústria decorrente dos movimentos na taxa de juros. Para o autor, as respostas mais acentuadas da indústria estariam relacionadas ao tamanho da empresa e a intensidade do uso do capital de giro. O que é reforçado pelos achados de Evangelista e Araújo (2018) que confirmaram a existência de um canal do crédito bancário no Brasil.

Tomazzia e Meurer (2009) mostraram que o impacto nos juros é maior sobre o setores de bens de consumo duráveis, já os bens de consumo industrial apresentam uma reação intermediária, enquanto para os bens de consumo não duráveis mostrou-se uma resposta menor. Como na região Nordeste a maioria dos bens produzidos são classificados como sendo produtos duráveis e não-duráveis, possivelmente sejam esses os principais responsáveis pela redução do produto industrial frente a um aumento na taxa de juros.

Além disso, os resultados mostram que movimentos na taxa de juros afetam os setores com relativa semelhança, entretanto, o produto industrial segue apresentando um comportamento negativo por todo o período. O que também foi encontrado nos estudos de (CAVALCANTI, 2013; SAMATE et al., 2019).

Em geral, os resultados da pesquisa vão de encontro com as respostas apresentadas nos trabalhos de Ganley (1997), Dedola e Lippi (2005), Ibrahim (2005), com o setor industrial apresentando redução da atividade em resposta a um choque na taxa de juros. No entanto, para o caso da indústria de transformação no Nordeste encontrou-se que esse impacto se intensifica com o decorrer do período.

- **Efeitos do câmbio real**

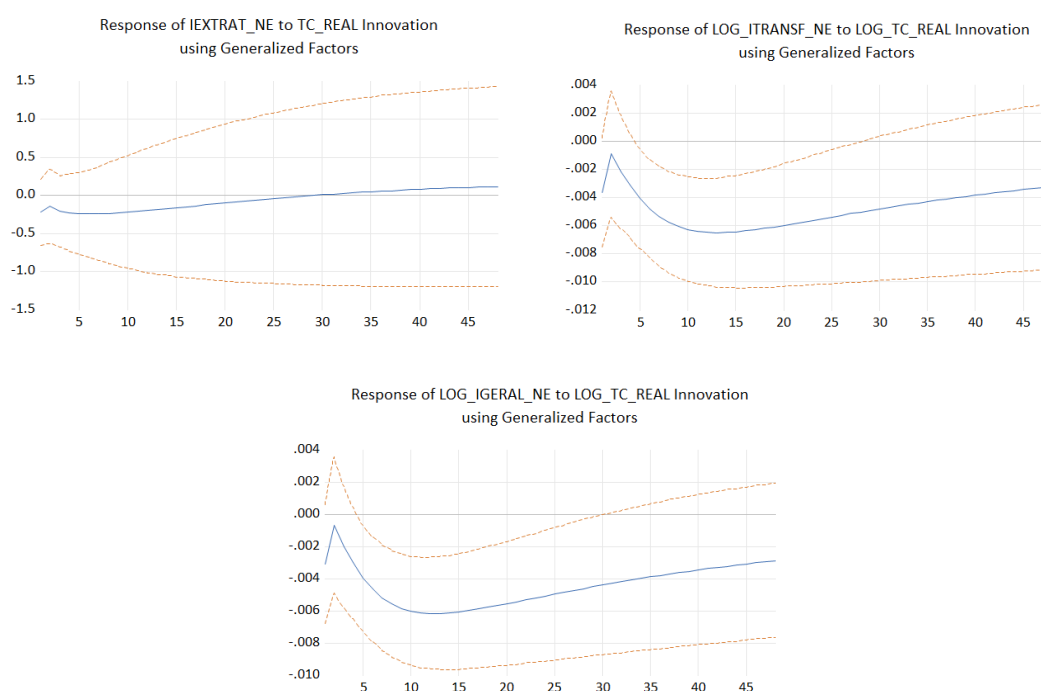
A Figura 5.5 ilustra a resposta dos setores industriais do Nordeste a uma depreciação na taxa de câmbio real. Verificou-se que os setores industriais mostraram-se sensíveis a movimentos no câmbio real, sendo que estes respondem negativamente a uma depreciação no câmbio real. Para o segmento extrativo o impacto é praticamente nulo sobre a atividade.

Para o setor da indústria de transformação observa-se que o produto industrial apresenta uma relativa sensibilidade a movimentos no câmbio. Chama atenção que a partir do quinto mês o impacto do câmbio sobre o setor se agrava, registrando entre o décimo e o vigésimo mês uma redução no produto superior a -0.6%. No entanto, após esse período verifica-se

uma trajetória de recuperação do produto industrial, porém este não se estabiliza ao final do período.

No que se refere ao setor geral da indústria na região, nota-se, uma relativa semelhança com as respostas do setor de transformação visualizadas anteriormente. No entanto, o produto mostrou-se pouco sensível a movimentos no câmbio. Além disso, verificou-se que a atividade mostrou sinais de recuperação, o que revela que os efeitos do choque no setor tende a ser menor com o passar dos meses.

Figura 5.5 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável taxa de câmbio real.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: extrativo, transformação e geral.
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Tal como ocorreu com a indústria de transformação o mesmo fenômeno ocorre com o setor geral, que pode ter como uma possível explicação o fato que boa parte das atividades que compõem a indústria geral da região Nordeste se concentram em segmentos voltados à exportação de produtos industriais. Dessa forma, com o câmbio depreciado, a médio prazo, tende a estimular os ganhos com exportação de produtos manufaturados. Embora, o efeito observado se deva a elevação do custo e na aquisição de fatores e insumos de produção importados. Portanto, possivelmente esse movimento aqui ilustrado pela função impulso resposta esteja sendo ocasionado pelo lado dos custos.

Freire e Barroso (2018) destaca que boa parte das matérias primas utilizadas na indústria do Nordeste são oriundas do setor externo, o que explica em parte esse movimento. Assim, tais fatores vão de encontro com os achados de (OLLERO et al., 2001; BERMAN et al.,

2012; BRAATZ; MORAES, 2016; JUNIOR et al., 2016; CASAS, 2020).

Junior et al. (2011) analisando a possibilidade de histerese no setor manufatureiro a movimentos na taxa de câmbio, reforçou que a hipótese de histerese não foi rejeitada para alguns os setores industriais (veículos, máquinas, tratores, materiais elétricos e químicos). Além disso, foi encontrado uma relação defasada e assimétrica do câmbio real e exportações dos setores intensivos em óleo. Assim, quanto mais especializado em um segmento intensivo em óleo maior poderá ser o impacto.

Correa (2012) encontrou evidências que os maiores repasses na indústria brasileira ocorre em setores que produzem bens de menor conteúdo tecnológico. No caso dos produtos manufaturados, esse coeficiente de repasse é reduzido. O autor encontrou um *pass-through* superior a 0,90 nos setores de siderurgia, fabricação de óleos vegetais, equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças. Já os setores têxteis e minerais não metálicos responderam com um *pass-through* de menor grau de repasse. Isso significa que o movimento no câmbio tende a oscilar dependendo da orientação do setor, o preço dos produtos exportações e inserção no mercado das indústrias tendem a determinar o tamanho do grau de repasse.

Indo na contra mão dos resultados encontrados, Viafara (2018) mostrou que um aumento na taxa de câmbio real gera impactos positivos na indústria, enquanto um aumento no preço do petróleo causa efeitos negativos e assimétricos na economia.

Portanto, como resultado geral verificou-se que uma taxa de câmbio real depreciada tende a impactar negativamente o produto dos setores industriais da região Nordeste, principalmente do setor de transformação, que apresentou respostas mais acentuadas a partir do décimo mês.

• Efeitos do preço do petróleo

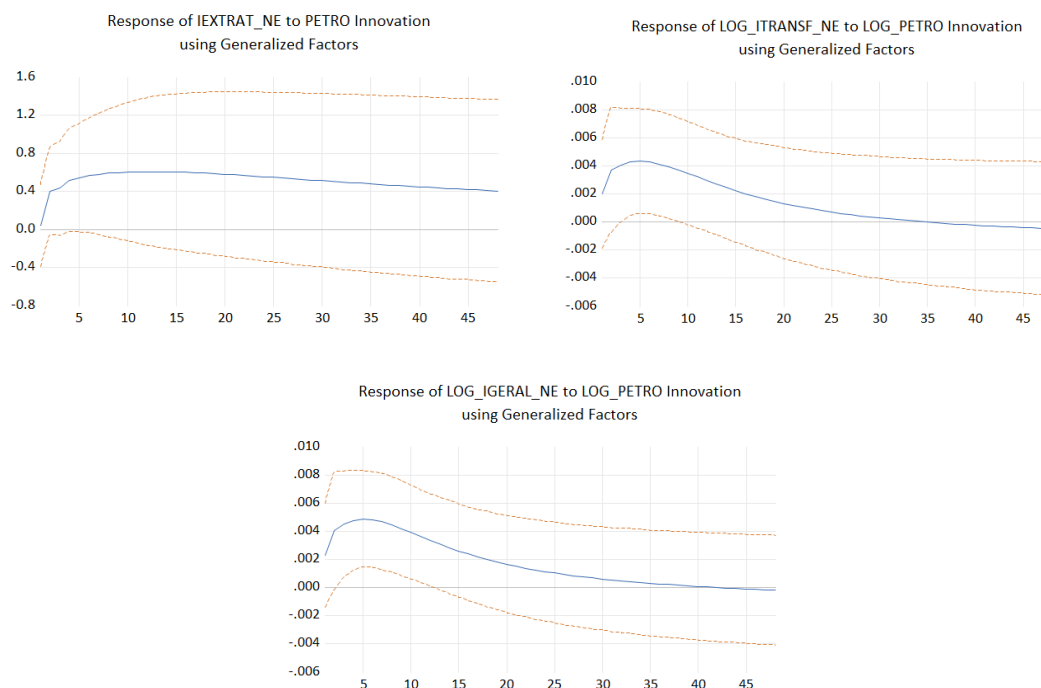
A Figura 5.6 ilustra o comportamento dos setores industriais frente a um aumento no preço do petróleo. Como resultados, identificou-se que os setores apresentaram uma reação positiva e acentuada no curto e médio prazo a aumentos no preço da *commoditie*. No que se refere ao setor extrativo, observou-se que esse apresentou um comportamento positivo, embora o intervalo de confiança da estimação tenha ficado elevado possivelmente não seja possível determinar com clareza a resposta do setor.

No que se refere ao setor da indústria de transformação, observa-se que um aumento no preço do petróleo eleva rapidamente o produto industrial nos primeiros meses pós-choque. Pode-se verificar que a partir no quinto mês há uma pequena elevação do produto em 0.4%, logo em seguida o produto exibe uma trajetória de declínio suave até o final do período. Dessa forma, podemos afirmar que oscilações no preço do petróleo tendem a impactar o setor mais significativamente no curto prazo do que a médio prazo.

Já para o setor da indústria geral observa-se uma resposta positiva e acentuada a movimentos no preço do petróleo. Chama atenção o comportamento rápido e acentuado

do produto nos primeiros meses, registrando no quinto mês uma resposta superior a 0.4%, elevação superior ao registrado no setor de transformação. O que leva a afirmar que possivelmente o setor da indústria geral seja mais sensível a movimentos no preço do petróleo.

Figura 5.6 – Respostas dos setores industriais ao impulso de um choque na variável preço do petróleo.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: extrativo, transformação e geral.
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Dessa forma, pode-se apontar como indícios que uma parcela da indústria de transformação do Nordeste esteja inserida no mercado de derivados do petróleo, o que explica o aumento da atividade nos primeiros meses, com posterior redução do nível. De fato, na região Nordeste há uma presença significativa de segmentos industriais que utilizam o petróleo como insumo no processo produtivo, que é o caso de atividades industriais ligadas a fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis, principalmente nos estados de Pernambuco e da Bahia. Além disso, os setores de derivados de petróleo e biocombustíveis representam cerca de 8,2% da indústria de transformação na região (CNI, 2020a).

Lee e Ni (2002) mostraram que um impacto no preço do petróleo reduz a oferta industrial, principalmente de empresas em que uma grande parcela de seus custos é atrelada ao insumo. Além disso, o choque também pode agir modificando a demanda de curto prazo. No entanto, o impacto no preço do petróleo sobre o setor industrial pode agir de diferentes formas, ou seja, o que acaba determinando é a composição da estrutura

produtiva (JIMENEZ-RODRIGUEZ, 2008; JIMENEZ-RODRIGUEZ, 2011).

Já Wang e Zhang (2014) atribui que os choques negativos do preço do petróleo apresentam maior predominância e força sobre os segmentos industriais, principalmente o setor petroquímico que é intensivo em óleo. Assim, oscilações no preço tendem a ter um impacto mais forte sobre o segmento, o que foi semelhante ao encontrado para o segmento de transformação no Nordeste.

No entanto, a resposta positiva do setor de transformação para a região Nordeste, pelo menos no curto prazo, foi semelhante ao encontrado por Salles e Almeida (2017), diferindo apenas no tamanho do impacto e no período. O autor encontrou uma resposta um aumento de 1,5% do índice de produção de consumo duráveis, sendo dissipado em 3 meses. Já os resultados aqui encontrados, para o caso do Nordeste, observou-se uma resposta máxima de 0,4%, no quinto mês pós-choque. Portanto, ao que tudo indica possivelmente esse movimento da indústria esteja ocorrendo pelo lado das receitas do setor, e que a médio prazo esse aumento acaba encarecendo os custos da produção reduzindo, assim, o nível de produto total a partir do décimo período.

É interessante observar que diferentemente da indústria de transformação, o setor da indústria geral tem respondido de forma bem mais acentuada a variações no preço do petróleo no curto prazo, e que a médio prazo o efeito do choque tende a ser atenuado. Além disso, é possível que em algumas ocasiões, o aumento do preço da *commoditie* no mercado seja acompanhado pela elevação nos preços de outros segmentos da indústria extrativista, como a atividade de extração de minérios, o que acaba contribuindo mais acentuadamente para a resposta no curto prazo.

Um dos fatores que podem explicar tal comportamento do setor da indústria geral consiste na diversidade que possui o setor na região, ou seja, o percentual mais elevado da composição da indústria geral da região se dá em torno de segmentos que não utilizam o petróleo como insumo no processo produtivo. No entanto, há regiões em que atividade industrial ligada ao segmento do petróleo é intensa, o que sugere que esse aumento no preço do petróleo eleva o produto industrial nos primeiros períodos. Porém, como a indústria necessita do insumo, a médio e longo prazo esse aumento de preço acaba por limitar o seu uso, acarretando no aumento dos custos no processo produtivo, levando conseqüentemente a redução do nível da atividade.

Com a finalidade de obter a importância relativa dos choques das variáveis sobre os setores industriais, a seguir a Tabela 5.6 apresenta a decomposição da variância do erro de previsão para os setores industriais, para um horizonte de 48 meses.

O painel (a) apresenta a decomposição da variância do erro de previsão do produto industrial do setor extrativo. Observa-se uma baixa proporção das variáveis na explicação total das oscilações no produto extrativo registradas por um período de 48 meses.

Já o painel (b) refere-se à decomposição da variância do erro de previsão do produto industrial de transformação. Neste caso, é possível constatar dois movimentos crescentes

no setor. O primeiro com o crescimento expressivo do câmbio real na determinação das variações no produto industrial, que registrou valor de 9,4%, no décimo segundo mês, 21,5% no vigésimo quarto mês e 20,3% no último período. O segundo apresenta o crescimento significativo da taxa de juros nas variações do produto, em geral, tem-se um aumento significativo a partir do décimo segundo mês de 8%, 18,6% no vigésimo segundo mês e 31,4% ao final do período. Juntas as variáveis câmbio real e juros explicam aproximadamente 57,7% das variações no setor de transformação no quadragésimo oitavo período.

No painel (c), observa-se a decomposição da variância do erro de previsão para o setor da indústria geral da região Nordeste. Verifica-se que as variáveis taxa de câmbio real e taxa de juros foram as principais responsáveis na determinação das variações no setor industrial. Chama atenção o crescimento rápido e contínuo do aumento do câmbio sobre o produto industrial. Assim, no décimo segundo período há um aumento para 9,9%, 22,6% no vigésimo quarto período e 28,5% ao final do quadragésimo oitavo período. A taxa de juros começa a apresentar um comportamento significativo a partir do vigésimo quarto mês, respondendo por 11,2% das variações no setor. Ao final do período, tem-se que o câmbio real e a taxa de juros são responsáveis por 28,5% e 21,7% dos movimento da indústria, ou seja, juntas as variáveis respondem por, aproximadamente, 50,2% das variações no produto da indústria de geral.

Tabela 5.6 – Decomposição da variância do erro de previsão para os setores industriais do Nordeste, período de 48 meses.

A. Indústria extrativa					
Período	S.E	iextrat_ne	petro	tc_real	overselic
1	3.155114	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	5.487684	95.74309	3.696849	0.009641	0.550416
12	7.179758	92.36456	5.998569	0.009585	1.627284
24	9.293811	88.75195	8.002884	0.104292	3.140874
48	11.66118	86.04300	8.753466	0.881645	4.321894
B. Indústria de transformação					
Período	S.E	ln_itranf_ne	ln_petro	ln_tc_real	ln_overselic
1	0.028328	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.040420	93.19886	3.476622	1.376202	1.948311
12	0.045315	76.43766	6.179064	9.457515	7.925760
24	0.053894	54.15572	5.655217	21.54412	18.64494
48	0.064677	38.21547	3.996743	26.36214	31.42564
C. Indústria geral					
Período	S.E	ln_igeral_ne	ln_petro	ln_tc_real	ln_overselic
1	0.027033	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.037834	92.46900	5.047223	1.539861	0.943917
12	0.042124	76.62653	9.178011	9.962842	4.232617
24	0.048839	57.06316	9.039081	22.60245	11.29531
48	0.056703	42.81216	6.902251	28.51719	21.75840

Fonte: Elaboração com base na saída do software Eviews.

Conhecidos os impactos que o preço do petróleo, câmbio real e a taxa de juros causam sobre os setores industriais da região Nordeste. A seguir, será abordado como o produto industrial geral dos estados do Ceará, Pernambuco e Bahia respondem a esses movimentos complementando assim a análise do setor industrial regional.

5.4 ANÁLISE DO PRODUTO INDUSTRIAL PARA OS ESTADOS DO CEARÁ, PERNAMBUCO E BAHIA

Pelo teste de cointegração de Johansen foi indicado a presença de pelo menos um (1) vetor de cointegração entre a série industrial cearense e as variáveis do sistema. Assim, foi realizado o procedimento de escolha para defasagem a partir do critério de seleção ótima¹⁰. Dessa forma, seguiu-se com base no Critério de Informação de Akaike (AIC) que apontou como quatro o total de defasagem que melhor se ajustou o modelo. Com isso, estimou-se um modelo VEC com tendência, quatro defasagem e um vetor de cointegração¹¹.

Como cada equação no sistema construído para os modelos VAR/VEC encontram-se dispostas através da forma funcional do tipo log-log, cada parâmetro encontrado refere-se

¹⁰ Estatística do teste pode ser consultada no apêndice, Tabela A.17

¹¹ Saída do modelo pode ser consultada no apêndice Tabela A.19.

a elasticidade no longo prazo das variáveis, para o caso da estimação com o modelo VEC. Dessa forma, a relação de equilíbrio de longo prazo¹², obtida para o setor da indústria geral cearense, em logaritmo, é dada por:

$$\ln_igt_ce = 7,880 - 0,130 \ln(petro) - 0,444 \ln(tc_real) - 0,175 \ln(overselic)$$

$$\begin{array}{ccc} [3.186]^{***} & [5.253]^{***} & [4.123]^{***} \end{array}$$

Analisando os coeficientes da equação acima, percebe-se que estes mostraram-se estatisticamente significantes ao nível 5%, o que revela que choques nas variáveis macro possuem, em geral, um efeito negativo no equilíbrio de longo prazo no produto industrial cearense.

Estimando a elasticidade de longo prazo do setor geral¹³, constatou-se que em média, um aumento no preço do petróleo em 1%, provoca uma redução de 0,13 pontos percentuais no produto industrial do estado. Já uma depreciação real de 1% reduz, em média, o produto em 0,44 pontos percentuais no longo prazo. Por fim, verificou-se que um aumento de 1% na taxa de juros causa, em média, uma redução de 0,17 pontos percentuais no produto industrial.

Portanto, pode-se afirmar que o produto industrial cearense responde de forma mais elástica (sensível) a oscilações no câmbio real, do que a variações no preço do petróleo e na taxa de juros. Embora para as demais variáveis também observou-se uma relativa sensibilidade, porém com menor intensidade.

Após estimação do modelo foi realizado o teste de estabilidade e o teste de diagnóstico para os resíduos, consultar apêndice Figura A.10, Tabelas A.20, A.21 e figura A.11, respectivamente. Em geral, o modelo mostrou-se estável com todas as raízes características do polinômio dentro do círculo unitário. E o teste de autocorrelação e normalidade dos resíduos, mostraram que os resíduos do modelo são não autocorrelacionado serialmente e normalmente distribuídos.

O teste de causalidade de Granger¹⁴ para o produto industrial geral do Ceará indicou a não rejeição da hipótese nula para todas as variáveis do sistema. O que permite afirmar que oscilações no produto são explicadas pela sua própria dinâmica interna. Dito de outra forma, as variáveis não ajudam a prever o comportamento do setor industrial geral no estado. Já para as os estados de Pernambuco e Bahia as variáveis mostraram-se úteis para prever os movimentos do setor da indústria geral.

¹² Níveis de significância: 1%(***), 5%(**) e 10%(*); estatística-t representada entre [].

¹³ No impacto das elasticidades será considerado apenas o movimento isolado em cada variável mantendo-se assim tudo mais constante, *ceteris paribus*.

¹⁴ Os valores estatísticos do teste podem ser consultado no apêndice.

Tabela 5.7 – Resumo do teste de causalidade de Granger para o setor da indústria geral estadual.

Hipótese Nula	Setor industrial geral		
	Ceará	Pernambuco	Bahia
	Rejeita H0	Rejeita H0	Rejeita H0
ln_petro não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Sim
ln_tc_real não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Sim**
ln_overselic não causa no sentido de Granger	Não	Sim	Não

Fonte: Elaboração própria. *Nota: Rejeição ao nível de 5% de significância. ** Rejeição a 10% de significância.

Além disso, foi realizado os testes de estabilidade e de diagnóstico para os modelos VARs estaduais de Pernambuco e Bahia. Como resultados, foi confirmado a estabilidade para os modelos dos respectivos estados como também a ausência de autocorrelação serial e normalidade dos resíduos. De posse dessas informações, a seguir examinou-se com o uso da função impulso-resposta as reações da indústria geral dos estados¹⁵ a oscilações nas variáveis macroeconômicas.

5.4.1 Impactos sobre a indústria estadual

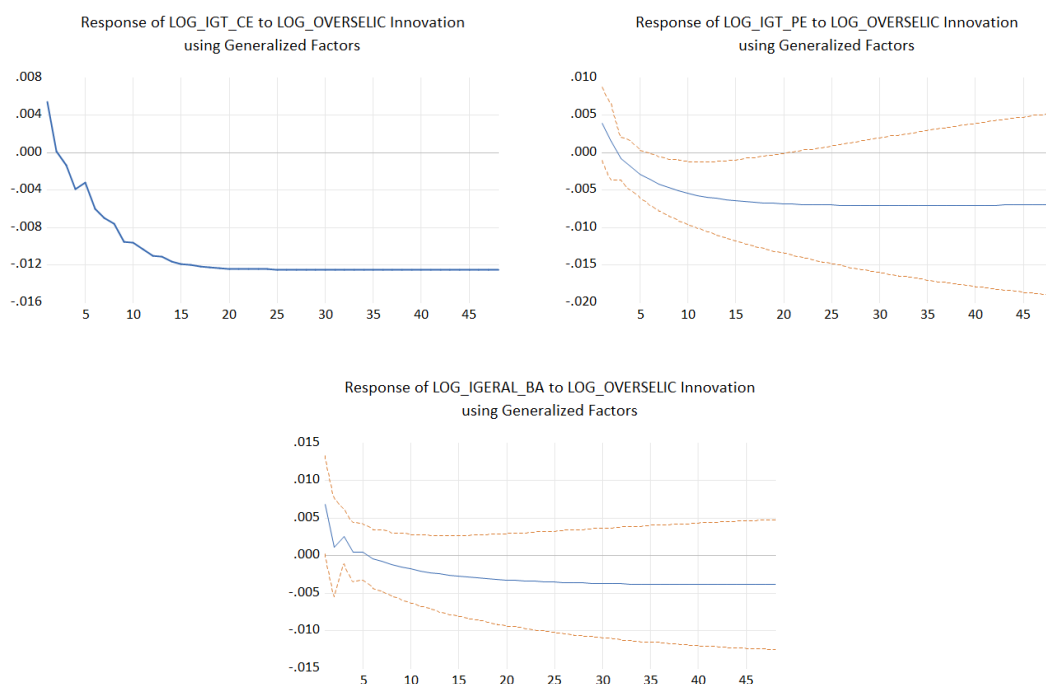
- **Efeito da taxa de juros**

A Figura 5.7 apresenta as respostas da indústria geral a movimentos na taxa de juros. No que se refere a resposta dos estados, nota-se, que o produto industrial responde negativamente a aumentos na taxa de juros, principalmente a partir do terceiro mês pós-choque. O produto industrial segue uma trajetória de declínio rápido e significativo, no Ceará e Pernambuco. Sendo que a redução mais significativa é verificada na indústria cearense (-1.2% a partir do décimo quinto mês), movimento que mantém até o final do período.

Já para a indústria pernambucana observa-se um comportamento mais tímido do produto, no entanto, permanece o movimento de redução oscilando entre (-0.5% e -1% a partir do décimo período). Por fim, dentre as respostas apresentadas, o produto industrial baiano foi o que apresentou a menor resposta entre os estados, registrando oscilações inferiores a -0.5% a partir do quinto mês.

¹⁵ Não foi possível obter o intervalo de confiança para a função impulso resposta do produto industrial cearense, devido a uma limitação do programa Eviews.

Figura 5.7 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável taxa de juros.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: Ceará, Pernambuco e Bahia
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Um dos fatores que possivelmente estejam relacionado a esse comportamento negativo da atividade, atribui-se a existência de uma grande quantidade de micro e pequenos empreendimentos industriais presente nos estados, em especial no Ceará.

De acordo com dados da CNI das mais de 14 mil empresas industriais instaladas no estado, aproximadamente 70% e 23% destas são classificadas como micro ou pequenas empresas, que juntas são responsáveis por 33,7% do emprego industrial no estado. Além disso, para os estados analisados e de acordo com o Banco do Nordeste do Brasil (BNB), entre o período de 2010 e 2019, as operações de crédito¹⁶ contratadas pelas micro e pequenas empresas do setor industrial através Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) somaram um total de R\$ 205,7 milhões, sendo que destes, o estado do Ceará recebeu uma parcela significativa de recursos contratados, em média, de R\$ 85,5 milhões (CNI, 2019; BNB, 2020).

Santos (2012) relata que em geral empresas de pequeno porte tendem a depender mais do capital bancário do que a grande empresa, tanto para o capital de giro como para realização de novos investimentos. Nesse sentido, como os bancos tomam a taxa de juros da economia (Selic) como referência para formarem seus *spread* bancário, um aumento na Selic possivelmente cause uma elevação do *spread* dos bancos, elevando assim o custo do

¹⁶ Vale salientar que esse é apenas um dos segmento de crédito disponíveis para as micro e pequenas empresas do Nordeste.

empréstimo, dificultando o acesso dos agente a esse mecanismo, a médio e longo prazo. Portanto, esse seria um dos possíveis canais que esse movimento esteja ocorrendo, como já apontado por (LIMA; ISSLER, 2003; CARNEIRO et al., 2006; TOMAZZIA; MEURER, 2009; CAVALCANTI, 2013; SAMATE et al., 2019).

Essas evidências corroboram com resultados encontrados por Ibrahim (2005) que verificou que o setor manufatureiro indiano respondia negativamente a movimentos na taxa de juros e que o processo se fortalecia ao longo dos período. Além disso, é possível que esse impacto seja oriundo principalmente no canal do crédito bancário como encontrado recentemente por (EVANGELISTA; ARAÚJO, 2018) para o Brasil.

Além disso, Araujo (2004) confirmou que dentro da região Nordeste o estado de Pernambuco foi um dos estados que reagiram mais forte a choques na política monetária. Ghosh (2009) ainda destaca que o acelerador financeiro é importante para determinar o impacto do choque da taxa de juros na atividade industrial. Com isso, características relacionadas ao tamanho da indústria e intensidade do uso do capital de giro são determinantes para explicar os diferentes impactos no setor.

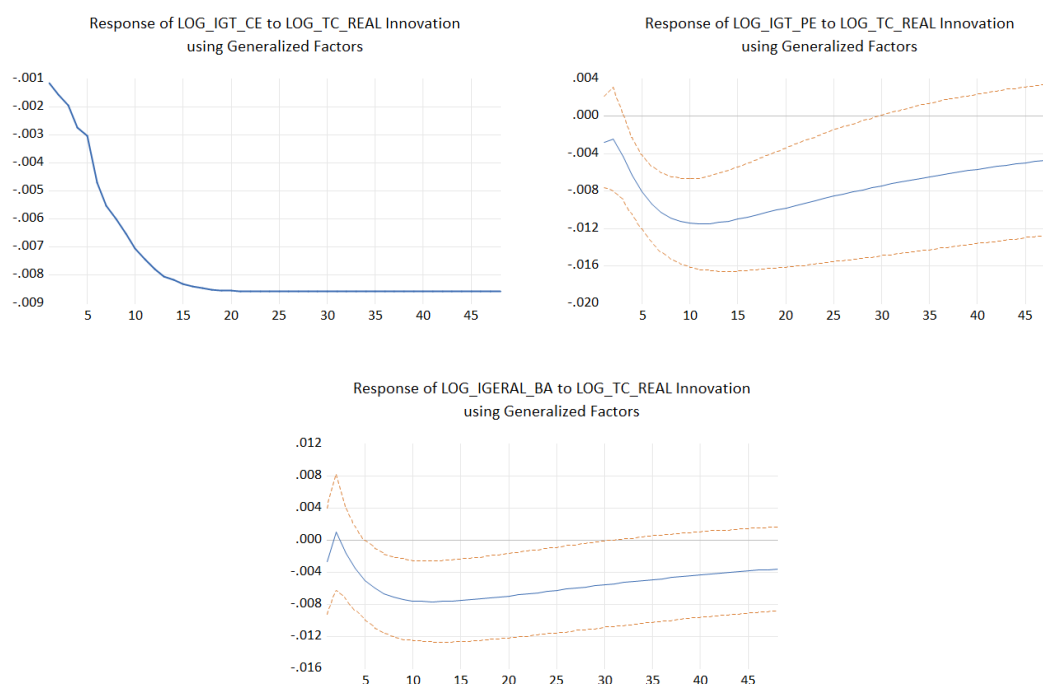
Em geral, os resultados encontrados são consistentes com os estudos de Ganley (1997), Dedola e Lippi (2005), Peersman e Smets (2005), Ghosh (2009), Tomazzia e Meurer (2009), que mostraram uma resposta negativa do setor industrial a oscilações na taxa de juros.

- **Efeito do câmbio real**

No que se refere aos impactos de uma depreciação real no câmbio, a Figura 5.8 ilustra a resposta da indústria geral estadual frente a oscilações no câmbio. Observa-se que o produto industrial responde negativamente a um câmbio real depreciado, sendo que o impacto na atividade industrial começa a se agravar no quinto mês. Para o estado do Ceará, os níveis mais baixos do produto industrial ocorre a partir do décimo quinto mês, oscilando entre -0.8% e -0.9% por mês até o final do período.

Já para o produto industrial pernambucano, observa-se que esse registrou seu nível mais baixo no décimo período, com uma redução de aproximadamente -1.2%. No entanto, observa-se que logo em seguida o produto inicia uma trajetória de recuperação gradual até o final do período. Já o produto da indústria geral baiana reage mais timidamente a movimentos no câmbio real, embora apresente um comportamento negativo frente a movimentos no câmbio real. Chama atenção que tanto para o produto industrial de Pernambuco como da Bahia o menor nível do produto foi registrado entre o décimo e décimo quinto mês pós-choque. O que pode ser um indicativo que oscilações no câmbio sobre o setor causem efeitos mais significativos no curto prazo e que após o décimo quinto mês a indústria apresenta sinais de recuperação.

Figura 5.8 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável taxa de câmbio real.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: Ceará, Pernambuco e Bahia
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Neste sentido, pode-se afirmar que oscilações na taxa de câmbio real possuem efeitos negativos e acentuados, principalmente na indústria cearense, com agravamento do efeito a partir do oitavo/décimo mês pós-choque, o que levanta a hipótese de que o setor industrial no estado interprete o aumento temporário do câmbio real como um movimento permanente sobre a atividade à médio e longo prazo. Além disso, fica evidente que o setor industrial geral do estado é sensível a oscilações na taxa de câmbio real a médio e longo prazo.

Junior et al. (2011) encontrou uma relação defasada e assimétrica do câmbio real com as exportações manufaturadas brasileiras. Com isso, setores intensivos nos segmentos de fabricação de veículos, máquinas e tratores, material elétrico e químico tenderiam a interpretar esses movimentos temporários do câmbio real como permanente.

Correa (2012) verificou que os maiores repasses do câmbio ocorre para setores que produzem bens com menor conteúdo tecnológico. Já para os produtos manufaturados esse repasse é reduzido. Com isso, para os setores de siderurgia, fabricação de óleos vegetais, equipamentos eletrônicos e outros veículos e peças, o autor encontrou um *pass-through* superior a 0,90. Enquanto para os setores industriais têxteis e de minerais não-metálicos, foi encontrado o *pass-through* de menor grau de repasse.

Dessa forma, os resultados para o produto industrial geral dos estados 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 maquinaria sentem um impacto maior a movimento do câmbio. Além disso, Braatz e Moraes (2016) confirmou que para os três estados analisados tanto as exportações como as importações tendem a ser mais impactadas por um câmbio mais apreciado.

Além disso, Ollero et al. (2001) observou que regiões em que as atividades industriais concentram-se em poucos segmentos tenderiam a sofrer mais e por um período maior com movimentos na taxa de câmbio. Como nos estados do Ceará e Pernambuco respectivamente, uma parcela mais significativa da indústria é concentrada em segmentos que produzem bens não-duráveis e intermediários, possivelmente essa redução e prolongamento seja um reflexo da concentração em poucos segmentos. Além disso, os produtos manufaturados desses estados respondem por uma parcela significativa da pauta de exportações totais (CNI, 2020a).

Analisando a composição das exportações do estado da Bahia de acordo com as informações da CNI (2020c) o setor industrial é responsável por aproximadamente 61,6% das exportações totais, sendo que os produtos manufaturados representam 36,3% do total das exportações. Além disso, o segmento de derivados de petróleo e biocombustíveis é o mais importante para as exportações do estado, responsável por 18,96% do total exportado, revelando que embora o setor industrial tenha uma participação significativa nas exportações do estado, o movimento da taxa de câmbio esteja agindo no sentido de reduzir o total exportado.

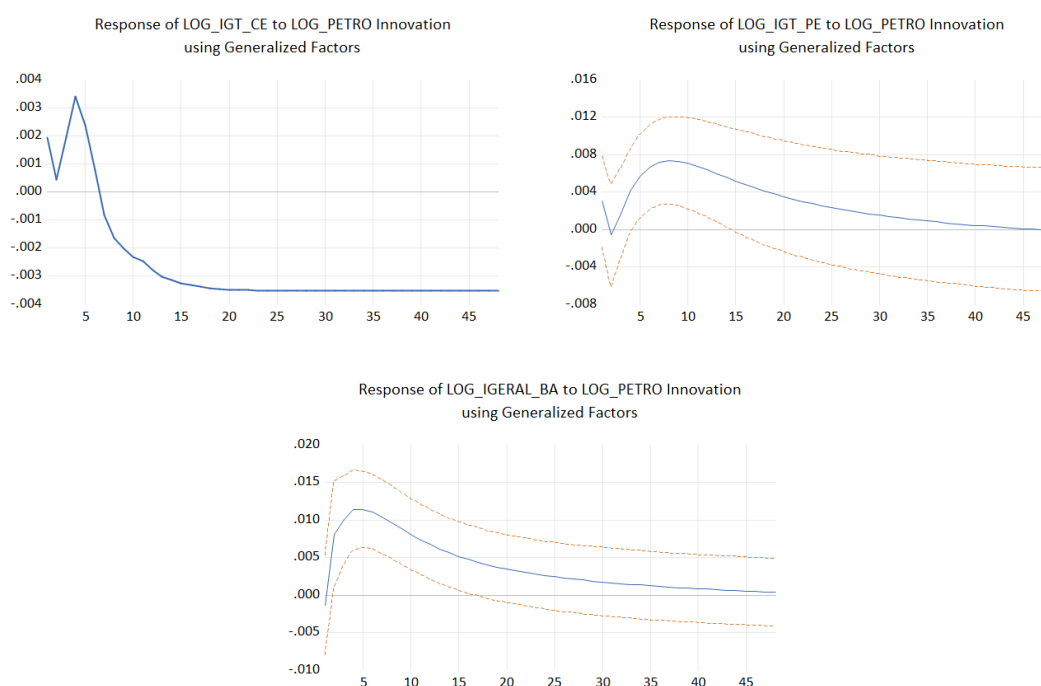
- **Efeito do preço do petróleo**

A Figura 5.9 ilustra o comportamento do produto industrial estadual a um choque no preço do petróleo. Nota-se, que no curtíssimo prazo o produto industrial de todos os estados responde positivamente a oscilações no preço da *commoditie*. Além disso, observa-se que os resultados positivos são superiores aos resultados negativos, para o caso do setor industrial de Pernambuco e Bahia.

Para a indústria cearense, tem-se que a partir do quinto período o produto inicia uma trajetória de declínio, oscilando entre -0.3% e -0.4% a partir do décimo quinto mês até o final do período. Portanto, a reação negativa e acentuada do produto possivelmente seja um indicativo que a indústria cearense seja sensível a movimentos no preço do petróleo principalmente no curto prazo.

Já para o produto industrial de Pernambuco e Bahia, observa-se que ambos respondem positivamente a um aumento no preço do petróleo. O produto industrial aumenta rapidamente, mas em pequena quantidade de 0.8% no sétimo mês para o Pernambuco e 1.2% no quinto mês, na Bahia. Já nos meses subsequentes o produto apresenta uma trajetória de declínio suave até o final do período. Dessa forma, possivelmente esse aumento do produto, no curto e médio prazo, esteja relacionado a presença de segmentos que utilizam o petróleo no processo produtivo, como também exploram a atividade em seus domínios.

Figura 5.9 – Respostas da indústria geral estadual ao impulso de um choque na variável preço do petróleo.



Fonte: Elaboração com base na saída do Software Eviews; Da esquerda para a direita: Ceará, Pernambuco e Bahia
 *Nota: 1) A linha sólida representa o comportamento da variável dependente, já a linha pontilhada refere-se ao intervalo de confiança de 95%; 2) Eixo Y: Indica o nível de resposta, em percentual a um choque de um desvio-padrão da variável de impulso. Eixo X: defasagem do efeito, meses.

Pelos resultados encontrados, possivelmente o aumento de preços da *commoditie* esteja beneficiando segmentos intensivos em óleo e a indústria química. Assim, movimentos do preço do petróleo tendem, a médio e longo prazo, reduzir os efeitos sobre o produto industrial nesses estados.

Ao examinar a matriz produtiva do Ceará, os principais setores que compõem o setor industrial geral estão voltados para produção de bens de consumo não duráveis e intermediários, que não necessitam diretamente da *commoditie* em seu processo produtivo, o que justifica em parte esse movimento observado. No entanto, salienta-se que no estado há presença de refinarias e derivados de petróleo e biocombustíveis, representando cerca de 2,5% na composição da indústria geral do estado. Assim, essa pequena participação possivelmente seja responsável por essa reação mais acentuada e imediata, pelo menos no curto prazo, e que a médio prazo à indústria tenderá a se ajustar com um preço mais alto do petróleo no mercado internacional (CNI, 2019).

Já o setor da indústria no Pernambuco depende da *commoditie* como insumo em seu processo produtivo¹⁷. Portanto, essa pode ser uma das explicações para descrever o comportamento acentuado e positivo do produto industrial a choques no preço do petróleo. Além disso, observa-se que dentre as atividades que compõem a indústria geral do estado,

¹⁷ Por exemplo, atividade de refino e derivados do petróleo IBGE (2020)

o segmento de derivados de petróleo e biocombustíveis representam aproximadamente 9,3% desse setor (CNI, 2020e).

Além disso, a magnitude do impacto na indústria vai depender tanto da abertura do setor como da quantidade de insumos importados. Nesse caso específico, como para a indústria geral do estado, o segmento derivados de petróleo e biocombustíveis é orientado para exportação, um aumento no preço do insumo favorece o aumento da margem de lucro o que acaba atraindo mais investimentos no setor, o que explica o comportamento acentuado da atividade industrial a choques nessa variável.

Para o estado da Bahia, em função das características industriais que o setor apresenta é de se esperar que movimentos no preço impactem a indústria mais fortemente no curto prazo, devido aos segmentos existentes no estado ligados a atividades de necessitam do petróleo como insumo no processo produtivo, que é o caso do polo petroquímico de Camaçari. Além disso, é importante levar em consideração que no estado há uma concentração significativa de extração de petróleo e gás natural, assim esse movimento mais significativo identificado a partir do quarto período possivelmente seja oriundo também dos ganhos do setor extrativo na região.

É interessante destacar a forte concentração de indústrias de transformação no segmento de refino e produção de petróleo no estado da Bahia, assim como no Pernambuco. Porém, na Bahia, o que se mostrou através das estimativas foram que os movimentos no preço do petróleo tende a ter um efeito mais intenso no curtíssimo prazo do que a médio prazo. Além disso, o impacto do preço do petróleo foi mais intenso em relação aos demais estados analisados, o que pode ser um indício que esse aumento seja oriundo do segmento de derivados do petróleo e biocombustíveis que representam uma fração maior na composição da indústria no estado.

Os resultados encontrados, em parte, seguem o movimento negativo do setor industrial a choques no preço do petróleo como destacado por Lee e Ni (2002), Jimenez-Rodriguez (2008), Jimenez-Rodriguez (2011), Wang e Zhang (2014), Bayar e Kilic (2014), Morana (2017). No entanto, as respostas crescentes e positivas do setor nos estados sugerem que esse efeito prevaleça sobre as respostas negativas, indo de encontro com os achados de Hamilton (1973) e, mais especificamente, com Scholtens e Yurtsever (2012) para a indústria europeia, em que o autor verificou que o impacto do choque no preço do petróleo beneficia indústrias intensivas em petróleo (produção de petróleo e gás equipamentos de petróleo, metais industriais e mineração.), enquanto aos demais setores manufaturados tendem a experimentar um declínio na produção. Em parte, o autor atribui a esse comportamento das indústrias intensivas em óleo ao retorno das ações¹⁸ industriais em resposta a um aumento do preço da *commoditie*.

Por fim, para obter a importância relativa dos choques das variáveis macroeconômicas

¹⁸ Essa relação positiva entre retorno patrimonial e preço do petróleo também foi encontrada nos estudos de Faff e Brailsford (1999), Nandha e Faff (2008)

sobre o produto industrial geral dos estados apresenta-se, na Tabela 5.8, a decomposição da variância do erro de previsão para um horizonte de análise de 48 meses.

O painel (d) apresenta a decomposição da variância do erro de previsão para a indústria geral do Ceará, em que verifica-se o crescimento da proporção do câmbio real e da taxa de juros nas variações do produto 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 17,2% no décimo segundo mês para 31,6% no vigésimo quarto mês e ao final do período chegando a ser responsável por 40,2% das variações no produto industrial cearense. Portanto, 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 59,7%.

No painel (e), observa-se a decomposição da variância do erro de previsão para a indústria geral do Pernambuco. Observa-se que as variáveis preço do petróleo e a taxa de câmbio real são as principais variáveis a explicar as variações no produto industrial pernambucano. Chama atenção o crescimento rápido e acentuado do câmbio real durante todo o período, respondendo respectivamente por 22%, no décimo segundo mês, 36% no vigésimo quarto mês, e com 39,4% no último período.

Tabela 5.8 – Decomposição da variância do erro previsão para a indústria geral dos estados, período de 48 meses.

D. Indústria geral Ceará					
Período	S.E	ln(igt_ce)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
1	0.036074	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.054537	93.17876	0.324467	0.993566	5.503204
12	0.068532	74.60417	1.107368	6.998991	17.28947
24	0.093667	50.71368	2.627080	15.00708	31.65216
48	0.131067	36.65254	3.568623	19.58566	40.19318
E. Indústria geral Pernambuco					
Período	S.E	ln(igt_pe)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
1	0.035752	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.048422	88.61157	3.478217	6.333642	1.576574
12	0.058290	61.80460	10.77202	22.19311	5.230274
24	0.072118	40.52831	11.28081	36.17325	12.01628
48	0.085659	29.20917	8.480525	39.42075	23.88955
F. Indústria geral Bahia					
Período	S.E	ln(igt_ba)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
1	0.048430	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
6	0.062230	83.87657	14.95092	1.006911	0.165607
12	0.067767	71.65189	22.39166	5.488605	0.467847
24	0.073623	60.85197	22.95402	14.07873	2.115278
48	0.079437	52.40533	20.40298	20.81069	6.381001

Fonte: Elaboração com base na saída do software Eviews.

Por fim, o painel (f) apresenta a decomposição da variância do erro de previsão para o

setor geral da indústria da Bahia. Verifica-se um crescimento significativo na contribuição do preço do petróleo na determinação das variações do produto industrial no estado, diferentemente do que foi verificado nos outros painéis. Em particular, tem-se que a partir do décimo segundo mês a variável responde por cerca de 22,3% das variações no produto industrial. No entanto, observa-se ainda que a médio prazo o câmbio real tem apresentado uma contribuição relevante chegando a registrar 14% no vigésimo quarto mês, e aproximadamente 21% no quadragésimo oitavo mês. Dessa forma, o preço do petróleo e o câmbio real juntas ao final do período explicam aproximadamente 41,2% das variações no produto industrial baiano.

Com isso, pode-se evidenciar que oscilações no preço do petróleo, câmbio real e taxa de juros apresentam efeitos distintos na atividade industrial geral nos respectivos estados. Além disso, verificou-se que o câmbio real e a taxa de juros foram as variáveis que apresentaram as maiores contribuições nas variações do setor industrial no Ceará e Pernambuco. Já para o produto industrial da Bahia, destaca-se o crescimento do preço do petróleo na explicação das variações industriais. Como principal resultado, observou-se que a taxa de câmbio real e a taxa de juros tem seu efeito agravado com o passar dos períodos aumentando significativamente sua importância tanto nas variações como no impacto industrial a médio prazo.

Realizadas as estimações dos modelos VAR/VEC para os setores industriais da região Nordeste e para a indústria geral dos estados, a seguir na Tabela 5.9, sintetiza os resultados obtidos através da função impulso resposta e da decomposição da variância para os respectivos segmentos e setores industriais.

Tabela 5.9 – Síntese dos resultados obtidos dos modelos VAR/VEC para os setores industriais do Nordeste e estados.

Região/Estado	Segmento Industrial	Função impulso resposta (Tipo de resposta)				Decomposição da variância
		Tipo de Resultado*	Preço do Petróleo	Taxa de Câmbio real	Taxa de juros nominal	
Nordeste	Indústria extrativa	Resultado Esperado	+	+	-	Preço do Petróleo e Taxa de juros
		Resultado Obtido	*	*	*	
		Resultado Esperado	-	-	-	
	Resultado Obtido	-	-	-		
	Resultado Esperado	-	-	-	Taxa de câmbio real e Taxa de juros	
	Resultado Obtido	-	-	-		
Ceará	Indústria geral	Resultado Esperado	-	-		-
		Resultado Obtido	-	-	-	
		Resultado Esperado	-	-	-	Taxa de câmbio real e Taxa de juros
	Resultado Obtido	-	-	-		
	Resultado Esperado	-	-	-	Taxa de câmbio real e Taxa de juros	
	Resultado Obtido	+	-	-		
Bahia	Indústria geral	Resultado Esperado	-	-		-
		Resultado Obtido	+	-	-	
		Resultado Esperado	-	-	-	Preço do Petróleo e Taxa de câmbio real
	Resultado Obtido	+	-	-		

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Nota: resposta positiva (+), resposta negativa (-); *indeterminado.

Deve-se ainda destacar duas informações importantes obtidas pelo estudo. Em primeiro lugar, não foi encontrado resultados satisfatórios para a estimação do setor extrativo na região Nordeste. Já para os setores de transformação e geral encontrou-se uma resposta positiva, pelo menos a curto prazo, a um choque no preço do petróleo, contrário ao esperado. Em segundo lugar, para os setores industriais estaduais a resposta obtida segue os movimentos apresentados ao longo do trabalho, a exceção do choque no preço do petróleo, em que os setores industriais de Pernambuco e Bahia apresentaram uma resposta positiva.

De modo geral, os setores e segmentos industriais no Nordeste e estados se comportam de forma semelhante, porém com diferenças e intensidade entre as respostas. No entanto, os setores de transformação e geral do Nordeste não segue os resultados encontrados pelos trabalhos, principalmente em resposta a um choque no preço do petróleo, no curto prazo. Para as demais variáveis seguem as respostas encontradas na literatura.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou compreender e mensurar as inter-relações entre as variáveis (preço do petróleo, câmbio real e a taxa de juros) e o setor industrial regional e estadual, além de ilustrar e quantificar os impactos destas variáveis sobre os setores industriais. Dessa maneira, os resultados encontrados são de grande auxílio na formulação de políticas voltada ao setor industrial, seja ela de proteção ou até fortalecimento do segmento na região. No caso da indústria do Nordeste, auxilia na compreensão dos mecanismos que atuam e impactam o setor a determinado choque aleatório nas variáveis relacionadas. Além disso, o exercício possibilitou realizar um recorte regional e estadual da indústria, o que é de grande importância quando pensamos em uma indústria a nível microeconômico, além de preencher uma lacuna na literatura econômica brasileira.

Como resultados foi confirmado a existência de uma relação entre os setores/segmentos industriais com as variáveis do estudo. Vale salientar que a maioria das relações encontradas se caracterizou por ser uma relação unilateral entre as variáveis. Analisando as relações de cointegração de longo prazo, verificou-se que a indústria do Ceará é elástica (sensível) frente a oscilações na taxa de câmbio. Dessa forma, tem-se uma depreciação no câmbio real em 1% reduz, em média, 0,44 pontos percentuais o nível do produto no longo prazo.

Os resultados da função impulso-resposta mostraram que os setores industriais do Nordeste respondem de forma heterogênea e com intensidade diferente. O preço do petróleo apresentou um impacto mais significativo, no curto prazo, na indústria de transformação e indústria geral. Além disso, a taxa de câmbio real revelou ter um efeito mais acentuado e persistente nesses setores. A taxa de juros nominal por sua vez, impactou negativamente os setores industriais a partir do quarto mês.

Para a decomposição da variância do erro de previsão, pode-se concluir que a maior parte da variância do setor extrativo é explicada pelos movimentos internos do próprio setor. Para o setor da indústria de transformação e geral destaque para o câmbio real, que sozinho explica, respectivamente, 26,3% e 28,5% no último período as variações no produto industrial, valores considerados altos. Além disso, vale mencionar o crescimento da importância da taxa de juros sobre os referidos setores, principalmente a partir do décimo segundo mês.

Analisando a resposta do setor industrial geral dos estados (Ceará, Pernambuco e Bahia) da região Nordeste, observou-se que o impacto das variáveis nesses estados, foram heterogêneos e significativos. Em geral, têm-se que a indústria geral dos estados do Pernambuco e da Bahia, respondem positivamente a choques no preço do petróleo. Além disso, o impacto do choque da taxa de câmbio sobre a atividade se agrava a partir do

oitavo período em todos os estados. Por fim, o produto industrial exibiu uma resposta negativa e acentuada a oscilações na taxa de juros.

Entretanto, é interessante destacar que a indústria responde mais acentuadamente a choque nas variáveis entre o quarto e o décimo quinto mês, sendo que para as variáveis taxa de câmbio real e taxa de juros, a partir do décimo período, observa-se um agravamento da resposta do setor.

Dessa maneira, fica confirmado que a variável taxa de câmbio real exerce o maior efeito nos setores da indústria do Nordeste e que as respostas do setor industrial geral dos estados de Pernambuco e Bahia tendem a se agravar mais ainda a partir do oitavo período. Nesse sentido, políticas que visem proteger a indústria e amenizar tais efeitos do câmbio real sobre o produto industrial devem ser implementados e/ou fortalecidos, como por exemplo, a manutenção de uma taxa de câmbio real competitiva, com o sentido de dar uma maior competitividade e suporte a indústria regional. Além disso, é importante que seja adotado medidas baseadas em *hedge* que levem a movimentos opostos as indústrias exportadoras com a finalidade de protegê-las a movimentos constantes do câmbio real.

Já para a taxa de juros, como solução de reduzir o impacto dos juros sobre a indústria, sugere-se que seja facilitado o acesso ao mercado de crédito pelas instituições financeiras, principalmente estimulando as micro e pequenas empresas exportadoras de manufaturados, como também a adoção de taxas de juros diversificada para cada segmento, com o intuito de oferecer as empresas uma proteção a aumentos no juros. Além disso, pode-se abrir a discussão para que seja estipulado um *spread* bancário fixo para o apoio a atividades industriais, com a finalidade de minimizar os movimentos abruptos na política monetária que impacte a formação da taxa de empréstimo, principalmente para as pequenas empresas do setor.

Por fim, como o preço do petróleo é determinado no mercado internacional, sugere-se como possível solução para reduzir os impactos do preço do petróleo na indústria, que sejam criados mecanismos de amortecimentos aos impactos das variações do preço da *commoditie* internacional, como por exemplo, via mecanismos financeiros associados ao mercado futuros de óleo e derivativos. Além disso, intensificar a fiscalização para evitar possíveis ganhos com arbitragens.

Como limitação do trabalho, não foi possível identificar com clareza porque a resposta dos setores industriais se agravam a partir do oitavo mês com trajetória de declínio cada vez mais acentuada. Nesse sentido, para dar continuidade ao trabalho deve-se investigar mais de perto o motivo desse agravamento causado pela taxa de câmbio. Além disso, identificar quais subsetores da indústria são mais afetados pelo câmbio real. Adicionalmente, sugere-se que seja investigado a ocorrência de um possível fenômeno de histerese do câmbio real para o produto industrial regional.

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.
- ALQAHTANI, F.; SAMARGANDI, N.; KUTAN, M. A. The influence of oil prices on the banking sector in oil-exporting economies: Is there a psychological barrier? *International Review of Financial Analysis*, v. 69, 2020. ISSN 1057-5219. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2020.101470>>.
- ARAUJO, B. J. et al. Lentas e Perspectivas do Nordeste: Da interiorização do desenvolvimento á crise. In: ENAPUR. *XVIII ENAPUR*. Anais, 2019. p. 1–29. Disponível em: <<http://anpur.org.br/xviii/anpur/anaisadmin/capapdf.php?reqid=949>>.
- 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.
- ARNOLD, I. J. M. The industry effects of monetary policy and their welfare implications. *BNL Quarterly Review*, n. 214, set. 2000.
- ARNOLD, I. J. M.; VRUGT, B. E. The Regional Effects of Monetary Policy in Europe. *International Journal of Business and Economics*, v. 1, n. 2, p. 123–134, 2002.
- BADANI, P. C.; HIDALGO, I. B. A taxa de câmbio real de equilíbrio no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 9, n. 4, p. 543–555, 2005. ISSN 1413-8050.
- BAYAR, Y.; KILIC, C. Effects of oil and natural gas prices on industrial production in the Eurozone member countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, v. 4, n. 2, p. 238–247, 2014. ISSN 2146-4553. Disponível em: <<http://www.ajindex.com/dosyalar/makale/acarindex-1423903746.pdf>>.
- BCB. *Relatórios de Inflação*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/publicacoes/ri/cronologicos>>.
- 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.
- BNB. *Estatísticas de Aplicações do FNE nos estados do Nordeste*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/bnb-transparente/estatisticas-aplicacoes-fne-e-outros-recursos#FNE>>.
- 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. ISSN 0102-9924.
- BRASIL, M. d. I.; BRASIL. A PNDR em dois tempos: a experiência apreendida eo olhar pós 2010. *Brasília: Secretaria de Políticas de Desenvolvimento Regional*, 2010.
- BUENO, R. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2012. ISBN 978-8522111572.

CARNEIRO, D. D.; SALLES, F. M.; WU, T. Y. H. Juros, câmbio e as imperfeições do canal do crédito. *Economia Aplicada*, FapUNIFESP (SciELO), v. 10, n. 1, mar 2006.

CARVALHO, C. P. d. O. Nordeste: sinais de um novo padrão de crescimento (2000/2008). *REVISTA ECONOMIA POLÍTICA DO DESENVOLVIMENTO*, Universidade Federal de Alagoas, v. 1, n. 2, p. 7, dec 2010.

CASAS, C. Industry heterogeneity and exchange rate pass-through. *Journal of International Money and Finance*, v. 106, p. 1–20, 2020. ISSN 0261-5606. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560620301388>>.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Uma análise Econométrica da evolução da Indústria de Transformação Brasileira no período 2002-2012. *Carta conjuntura (IPEA)*, mar. 2013. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/4285>>.

CNI. Perfil da Indústria no estado do Ceará. nov. 2019. Disponível em: <<https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/>>.

CNI. *Estatísticas Industriais*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<http://www.portaldaindustria.com.br/estatisticas>>.

CNI. *Perfil da Indústria Brasileira*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://industriabrasileira.portaldaindustria.com.br/#/industria-total>>.

CNI. *Perfil da Indústria no estado da Bahia*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/estado/ba>>.

CNI. Perfil da Indústria no estado do Ceará. dez. 2020. Disponível em: <<https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/estado/ce>>.

CNI. *Perfil da Indústria no estado do Pernambuco*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/estado/pe>>.

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, Abril 2012. ISSN 0104-0618.

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. ISSN 0014-2921.

DICKEY, A. D.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427–431, 1979. ISSN 0162-1459.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *The Econometric Society*, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, jul. 1981.

DULCI, S. O. Guerra fiscal, desenvolvimento desigual e relações federativas no Brasil. *Revista de Sociologia e Política*, n. 18, p. 95–107, jun. 2002.

ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Fourth edition. [S.l.]: 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.

EVANGELISTA, F. T.; ARAÚJO, E. C. d. A Eficácia do Crédito como Canal de Transmissão da Política Monetária no Brasil: Estratégia de Identificação da Oferta e Demanda de Crédito. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 22, n. 2, p. 1–27, abr. 2018. ISSN 1980-5527.

FAFF, W. R.; BRAILSFORD, J. T. Oil price risk and the Australian stock market. *Journal of Energy Finance & Development*, v. 4, n. 1, p. 69–87, fev. 1999. ISSN 1085-7443.

FREIRE, R. L. L.; BARROSO, C. L. Evolução e perfil da balança comercial do Nordeste. *Informe ETENE, Banco do Nordeste (BNB)*, n. 4, p. 1–48, dez. 2018. Disponível em: <<https://www.bnb.gov.br/documents/80223/1103955/INFORMEETENEBalançaComercial.pdf/5d3321e1-1e1c-54f3-1790-b9867abb9573>>.

FUKUNAGA, I.; HIRAKATA, N.; SUDO, N. The Effects of Oil Price Changes on the Industry-Level Production and prices in the U.S and Japan. *National Bureau of Economic Reseach, Cambridge USA.*, p. 1–22, mar. 2010.

GANLEY, J. S. C. The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts. *SSRN Electronic Journal*, 1997. ISSN 1368-5562.

GHOSH, S. Industry Effects of Monetary Policy : Evidence from India. *Indian Economic Review*, v. 44, n. 1, p. 89–105, 2009. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/29793929>>.

GOMES, M. G. Macroeconomia do Nordeste: tendências, desafios e perspectivas da dinâmica da economia do Nordeste e seus determinantes e das mudanças na estrutura produtiva regional. Análise temática dos estudos prospectivos sobre o desenvolvimento do Nordeste para o BNB. *IICA, Brasília*, 2014.

GRANGER, C. W.; NEWBOLD, P. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, v. 2, n. 2, p. 111–120, dez. 1974. ISSN 0304-4076.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v. 37, n. 3, p. 424–438, ago. 1969.

GUMIERO, G. R. A Trajetória das Políticas de Desenvolvimento Regional do Nordeste: balanço entre a Operação Nordeste e a PNDR. *Revista Política e Planejamento Regional*, v. 4, n. 2, p. 189–210, dez. 2017. ISSN 2358-4556.

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. ISSN 1561-0810. Disponível em: <<https://ssrn.com/abstract=1003971>>.

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*. [S.l.]: Princeton Univers. Press, 1994.

HAYO, B. U. B. Industry Effects of Monetary Policy in Germany. *SSRN Electronic Journal*, p. 32, ago. 2005.

IBGE. *Pesquisa Industrial Anual - Empresas*. [S.l.], 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria.html>>.

IBGE. *Pesquisa Industrial Anual*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria/9044-pesquisa-industrial-anual-produto.html?=&t=downloads>>.

IBRAHIM, M. H. Sectoral effects of monetary policy: Evidence from Malaysia. *Asian Economic Journal*, v. 19, n. 1, p. 83–102, 2005. ISSN 1351-3958.

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. ISSN 0140-9883.

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. ISSN 1016-8737.

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. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/5078>>.

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.

KRUGER, F. R. et al. Políticas Públicas Industriais: Um estudo bibliográfico do período de 1990 a 2018. In: *IX Seminário Internacional sobre: Desenvolvimento Regional*. [S.l.: s.n.], 2019.

KRUGMAN, P. R. Pricing to market when the exchange rate changes. *National Bureau of Economic Research Cambridge, Massachusetts, USA*, p. 83–94, maio 1986.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, v. 54, p. 159–178, 1992. ISSN 0304-4076. Disponível em: <<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>>.

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. ISSN 0304-3932.

LIMA, A. C. d. C.; LIMA, J. P. R. Programas de desenvolvimento local na região Nordeste do Brasil: uma avaliação preliminar da "guerra fiscal". *Economia e Sociedade*, v. 19, n. 3, p. 557–588, 2010.

LIMA, A. M. C.; ISSLER, J. V. A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente. *Revista brasileira de economia*, v. 57, n. 4, p. 873–898, out. 2003. ISSN 1806-9134.

LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. [S.l.]: Springer, 2005.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: Testando a hipótese de expectativas. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)*, 2007. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3718>>.

- MISHKIN, S. F. *The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy*. [S.l.], 1996.
- MORANA, C. Macroeconomic and financial effects of oil price shocks: Evidence for the euro area. *Economic Modelling*, v. 64, p. 82–96, dez. 2017. ISSN 0264-9993.
- MOREIRA, M. M. A Indústria Brasileira nos Anos 90: O que já se pode dizer? *Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social*, 1999.
- NANDHA, M.; FAFF, R. Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics*, v. 30, n. 3, p. 986–997, set. 2008. ISSN 0140-9883.
- 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. (41st Congress of the European Regional Science Association: "European Regional Development Issues in the New Millennium and their Impact on Economic Policy", 29 August - 1 September 2001, Zagreb, Croatia). Disponível em: <<http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>>.
- 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. ISSN 0013-0133.
- PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, Elsevier BV, v. 58, n. 1, p. 17–29, jan 1998.
- PHILLIPS, B. C. P. Time series regression with a unit root and infinite-variance errors. *Econometric Theory*, v. 55, n. 2, p. 277–301, mar. 1987. ISSN 1469-4360.
- PHILLIPS, P. B. C.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335–346, 1988. ISSN 0006-3444.
- RIBEIRO, C. G.; ALBA, B. H. N.; SENE, T. S. The oscillation of oil price: An analysis of the period between 2010-2015. *Estudos Internacionais*, 2018. ISSN 2317-773X.
- ROCHA, A. G. T. *Os Governos Aprendem, as Políticas Evoluem*. Tese (phdthesis) — Pontifícia Universidade Católica (PUC), Rio de Janeiro, set. 2004.
- SALERNO, M. S.; DAHER, T. Política industrial, tecnológica e de comércio exterior do governo federal (PITCE): balanço e perspectivas. *Brasília: Agência Brasileira de Desenvolvimento Industrial*, 2006. Disponível em: <http://www.mdic.gov.br/sistemas_web/renai/public/arquivo/arq1272980896.pdf>.
- 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. ISSN 2329-3284.
- 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. ISSN 1983-9308.
- SANTOS, A. *Micro e pequenas empresas : mercado de trabalho e implicação para o desenvolvimento*. Rio de Janeiro: IPEA, 2012. ISBN 9788578111526.

SCHOLTENS, B.; YURTSEVER, C. Oil price shocks and European industries. *Energy Economics*, v. 34, n. 4, p. 1187–1195, nov. 2012. ISSN 0140-9883.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980.

STEIN, Q. G.; JUNIOR, R. H. Política Industrial no Brasil: Uma Análise das estratégias Propostas na Experiência Recente (2003-2014). *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 47, dez. 2016.

STOCK, J. *Introduction to econometrics*. Boston: Pearson, 2015.

SUZIGAN, W.; FURTADO, J. Política Industrial e Desenvolvimento. *Revista de Economia Política*, v. 26, n. 2, p. 163–185, 2006. ISSN 0101-3157.

TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11–26, December 1995. ISSN 0895-3309.

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.

VIAFARA, C. M. J. Indirect impacts of the exchange rate and petroleum prices in a non-oil economy: VECM and VAR approaches for the Valle del Cauca, Colombia. *Revista Finanzas y Política Económica*, v. 10, n. 2, p. 403–436, jul. 2018. ISSN 2248-6046.

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. ISSN 0301-4215.

ZPE. *Zona de Processamento de Exportações (ZPE) Ceará*. [S.l.], 2020. Disponível em: <<https://zpeceara.com.br/>>.

A APÊNDICE

- A.1 Estatísticas descritivas das variáveis do estudo

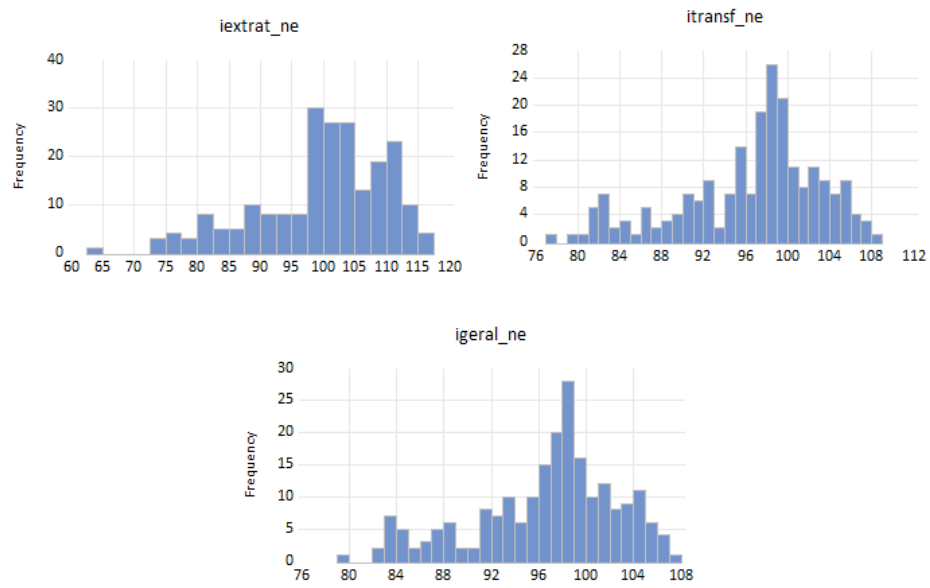
Tabela A.1 – Resumo estatístico das variáveis do estudo.

Variáveis	Estatísticas					
	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão	Jarque-Bera*
ixtrat_ne	99.907	101.411	117.3	62.896	10.266	26.2058 (0.000)
itransf_ne	96.568	98.061	108.85	77.541	6.656	20.846 (0.000)
igeral_ne	96.682	97.805	107.93	79.640	5.976	16.606 (0.000)
igt_ce	101.97	100.968	122.525	87.606	7.970	9.029 (0.0109)
igt_pe	90.234	90.486	109.857	68.433	8.729	4.190 (0.123)
igeral_ba	94.052	94.68	110.828	69.473	8.058	3.551 (0.169)
petro	154.451	145.591	303.987	44.224	64.961	11.126 (0.003)
tc_real	101.716	98.115	171.03	71.76	20.021	32.690 (0.000)
overselic	12.551	11.815	28.02	4.53	4.778	22.940 (0.000)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: *H0 = Distribuição normal; p-valor em ().

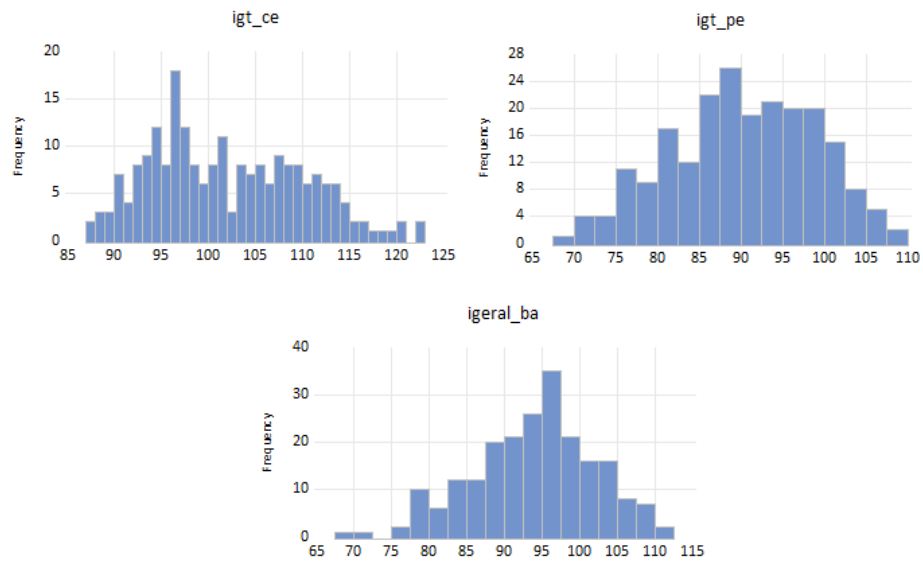
Figura A.1 – Histograma para os setores industriais da região Nordeste.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: da esquerda para a direita: indústria extrativa, transformação e geral

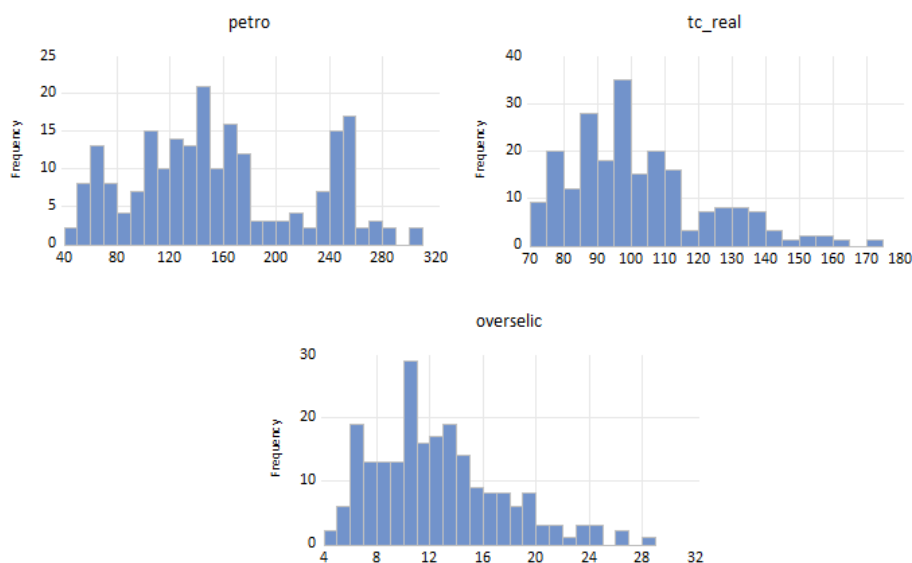
Figura A.2 – Histograma para o setor da industrial geral dos estados.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: da esquerda para a direita: indústria geral Ceará, Pernambuco e Bahia

Figura A.3 – Histograma para as variáveis macroeconômicas.



Fonte: Elaboração própria.

Nota: da esquerda para a direita: preço do petróleo, câmbio real e juros nominal

• A.2 Indústria Extrativa Nordeste

Tabela A.2 – Critério de seleção de defasagens para a indústria extrativa.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	268.0294	NA	9.28e-07	-2.538744	-2.474561	-2.512791
1	1174.493	1769.348	1.77e-10	-11.10090	-10.77998	-10.97113
2	1441.001	127.2597	1.09e-10	-11.58655	-11.00890*	-11.35297*
3	1257.754	31.41185	1.08e-10	-11.59379	-10.75940	-11.256411
4	1280.044	40.93751	1.02e-10*	-11.65427*	-10.56316	-11.21308
5	1290.359	18.54602	1.08e-10	-11.59960	-10.25175	-11.05460
6	1308.319	31.60376*	1.06e-10	-11.61846	-10.01387	-10.96964
7	1317.019	14.97344	1.14e-10	-11.54826	-9.686941	-10.79564
8	1325.733	14.66259	1.23e-10	-11.47820	-9.360148	-10.6277

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.3 – Teste de causalidade de Granger para a indústria extrativa.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
petro não causa no sentido de Granger a iextrat_ne	128241	0.2795
tc_real não causa no sentido de Granger a iextrat_ne	0.05943	0.9423
overselic não causa no sentido de Granger a iextrat_ne	0.67727	0.5091

Fonte: Elaboração própria.

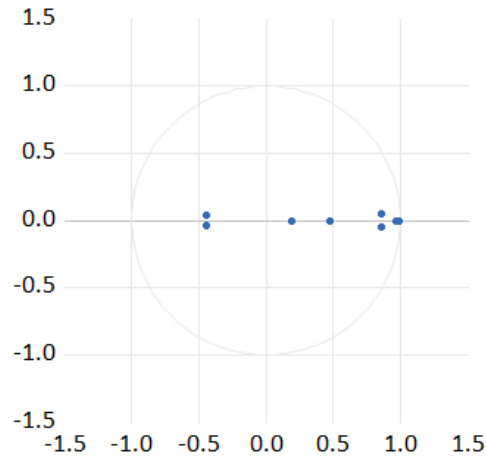
Tabela A.4 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para o setor da indústria extra-tiva.

	iextrat_ne	petro	tc_real	overselic
iextrat_ne(-1)	0.544914 (0.06414) [8.49521]	0.031685 (0.23910) [0.13252]	-0.041384 (0.08016) [-0.51627]	0.045047 (0.02655) [1.69670]
iextrat_ne(-2)	0.394838 (0.06512) [6.06339]	0.187503 (0.24274) [0.77246]	0.060393 (0.08138) [0.74213]	-0.011686 (0.02695) [-0.43356]
petro(-1)	0.032845 (0.01738) [1.89001]	1.300.217 (0.06478) [20.0718]	-0.037785 (0.02172) [-1.73986]	0.002041 (0.00719) [0.28370]
petro(-2)	-0.025341 (0.01683) [-1.50564]	-0.390677 (0.06274) [-6.22720]	0.031753 (0.02103) [1.50970]	0.001215 (0.00697) [0.17441]
tc_real(-1)	0.009047 (0.05518) [0.16396]	-0.339133 (0.20568) [-1.64882]	1.177500 (0.06896) [17.0761]	-0.004779 (0.02284) [-0.20924]
tc_real(-2)	-0.006007 (0.05635) [-0.10659]	0.220318 (0.21007) [1.04880]	-0.214618 (0.07043) [-3.04742]	0.028011 (0.02333) [1.20085]
overselic(-1)	-0.026690 (0.14828) [-0.18000]	-0.334288 (0.55273) [-0.60480]	-0.193614 (0.18530) [-1.04484]	0.450698 (0.06137) [7.34343]
overselic(-2)	0.176016 (0.14820) [1.18768]	-0.458760 (0.55244) [-0.83043]	0.161294 (0.18521) [0.87089]	0.445082 (0.06134) [7.25573]
C	2.389145 (-351.519) [0.67966]	1.462869 (-131.032) [1.11642]	3.218962 (-439.291) [0.73276]	-4.981752 (-145.497) [-3.42395]
R-squared	0.908634	0.967861	0.962939	0.927771
Adj. R-squared	0.905068	0.966607	0.961493	0.924953
Sum sq. resids	2040.722	28355.76	3187.062	349.6197
S.E. equation	3.155114	11.76099	3.942923	1.305933
F-statistic	254.8394	771.6904	665.8085	329.1506
Log likelihood	-5.449467	-826.5201	-592.6469	-356.1759
Akaike AIC	5.177072	7.808599	5.622868	3.412859
Schwarz SC	5.318632	7.950158	5.764428	3.554419
Mean dependent	99.78891	157.5019	101.6261	12.50009
S.D. dependent	10.24022	64.35970	20.09318	4.767087
Determinant resid covariance (dof adj.)		35277.15		
Determinant resid covariance		29706.66		
Log likelihood		-2316.618		
Akaike information criterion		21.98708		
Schwarz criterion		22.55332		
Number of coefficients		36		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.4 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria extrativa.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
0.992731	0.992731
0.965589	0.965589
0.864779 - 0.043993i	0.865898
0.864779 + 0.043993i	0.865898
0.481532	0.481532
-0.444598 - 0.037229i	0.446154
-0.444598 + 0.037229i	0.446154
0.193115	0.193115

Fonte: Elaboração própria.

Nenhuma raiz está fora do círculo unitário.

Tabela A.5 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria extrativa.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	27.35112	16	0.0377	1.728207	(16, 605.5)	0.0378
2	27.52188	16	0.0360	1.739240	(16, 605.5)	0.0361
3	40.39980	16	0.0007	2.580288	(16, 605.5)	0.0007
4	15.99159	16	0.4535	1.001063	(16, 605.5)	0.4536
5	22.69821	16	0.1220	1.428734	(16, 605.5)	0.1221
6	15.58226	16	0.4825	0.975112	(16, 605.5)	0.4825
7	18.56931	16	0.2916	1.164887	(16, 605.5)	0.2917
8	12.73351	16	0.6921	0.794984	(16,605.5)	0.6922

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

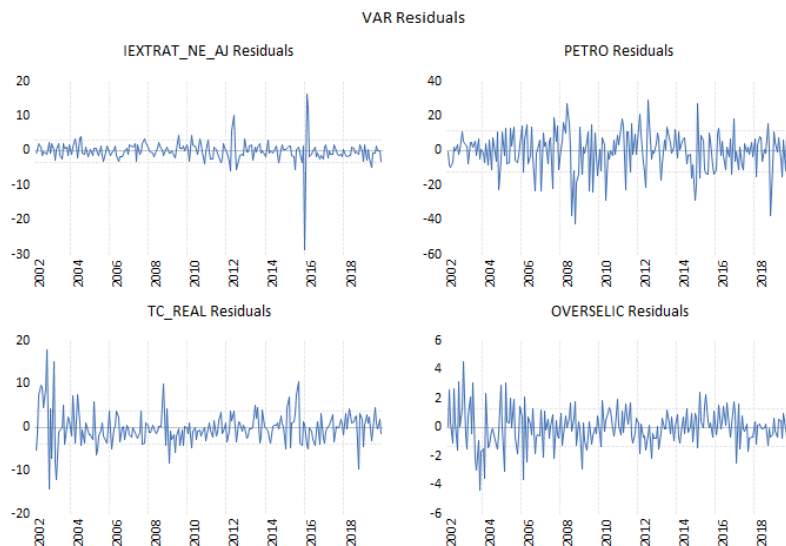
Tabela A.6 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria extrativa.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	-2.487757	220.7387	1	0.0000
2	-0.618495	13.64379	1	0.0002
3	0.703624	17.65809	1	0.0000
4	0.029465	0.030966	1	0.8603
Acumulado		252.0715	4	0.0000
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	39.47054	11860.06	1	0.0000
2	4.020448	9.285056	1	0.0023
3	6.998848	142.5845	1	0.0000
4	4.181389	12.44481	1	0.0004
Acumulado		12024.37	4	0.0000
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	12080.80		2	0.0000
2	22.92885		2	0.0000
3	160.2426		2	0.0000
4	12.47577		2	0.0020
Acumulado	12276.45		8	0.0000

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.5 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria extrativa Nordeste.



- **A.3 Indústria de Transformação Nordeste**

Tabela A.7 – Critério de seleção de defasagens para a indústria de transformação.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	378.1811	NA	3.22e+07	-3.597895	-3.533712	-3.571943
1	1247.407	1696.661	8.80e-11	-11.80199	-11.48107	-11.67222
2	1302.397	105.2228	6.05e-11	-12.17690	-11.59925*	-11.94333*
3	1317.019	27.41627	6.13e-11	-12.16365	-11.32926	-11.82627
4	1335.582	34.09176*	5.99e-11*	-12.18829*	-11.09717	-11.74710
5	1339.214	6.529330	6.76e-11	-12.06936	-10.72151	-11.52436
6	1354.023	26.05891	6.85e-11	-12.05791	-10.45333	-11.40910
7	1363.530	16.36295	7.31e-11	-11.99548	-10.13416	-11.24286
8	1378.490	25.17228	7.41e-11	-11.98548	-9.867424	-11.12905

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.8 – Teste de causalidade de Granger para a indústria de transformação.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
ln_petro não causa no sentido de Granger a ln_itransf_ne	7.20341	0.0009***
ln_tc_real não causa no sentido de Granger a ln_itransf_ne	5.03359	0.0073***
ln_overselic não causa no sentido de Granger a ln_itransf_ne	0.0067	0.0067***

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nível de significância (*)10%; (**)5% e (***)1%.

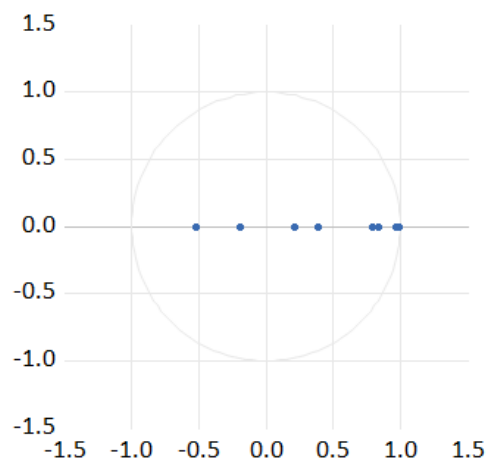
Tabela A.9 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria de transformação.

	ln(itransf_ne)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
ln(itransf_ne)(-1)	0.611141 (0.06917) [8.83517]	0.023792 (0.19459) [0.12227]	0.023163 (0.08243) [0.28099]	-0.030361 (0.24463) [-0.12411]
ln(itransf_ne)(-2)	0.124467 (0.06686) [1.86154]	-0.107675 (0.18809) [-0.57245]	-0.049590 (0.07968) [-0.62235]	0.247171 (0.23647) [1.04526]
ln(petro)(-1)	0.034804 (0.02410) [1.44395]	1.150985 (0.06781) [16.9745]	-0.044263 (0.02872) [-1.54095]	0.066956 (0.08525) [0.78545]
ln(petro)(-2)	-0.019628 (0.02347) [-0.83648]	-0.251437 (0.06601) [-3.80898]	0.033618 (0.02796) [1.20219]	-0.034485 (0.08299) [-0.41554]
ln(tc_real)(-1)	0.053374 (0.05778) [0.92371]	-0.458518 (0.16255) [-2.82081]	1.228152 (0.06886) [17.8355]	0.085191 (0.20435) [0.41688]
ln(tc_real)(-2)	-0.073900 (0.05809) [-1.27208]	0.305140 (0.16343) [1.86715]	-0.273905 (0.06923) [-3.95635]	0.016107 (0.20546) [0.07839]
ln(overselic)(-1)	-0.003659 (0.01691) [-0.21632]	-0.036350 (0.04758) [-0.76396]	-0.012028 (0.02016) [-0.59670]	0.491617 (0.05982) [8.21848]
ln(overselic)(-2)	-0.013794 (0.01770) [-0.77940]	-0.011149 (0.04979) [-0.22393]	0.008201 (0.02109) [0.38884]	0.528708 (0.06259) [8.44670]
C	1.270797 (0.26138) [4.86179]	1.708779 (0.73531) [2.32388]	0.393679 (0.31150) [1.26382]	-1.677444 (0.92442) [-1.81459]
R-squared	0.840910	0.968727	0.969028	0.933284
Adj. R-squared	0.834702	0.967507	0.967819	0.930680
Sum sq. resids	0.164512	1.301913	0.233642	2.057679
S.E. equation	0.028328	0.079692	0.033760	0.100187
F-statistic	135.4478	793.7717	801.7355	358.4638
Log likelihood	463.6173	242.2763	426.0808	193.2977
Akaike AIC	-4.248760	-2.180152	-3.897952	-1.722408
Schwarz SC	-4.107200	-2.038592	-3.756392	-1.580848
Mean dependent	4.569303	4.968449	4.603157	2.454733
S.D. dependent	0.069677	0.442096	0.188192	0.380525
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.47E-11		
Determinant resid covariance		4.60E-11		
Log likelihood		1332.141		
Akaike information criterion		-12.11347		
Schwarz criterion		-11.54723		
Number of coefficients		36		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.6 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria de transformação.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
0.992996	0.992996
0.965611	0.965611
0.832784	0.832784
0.795163	0.795163
-0.515392	0.515392
0.386205	0.386205
0.215557	0.215557
-0.191029	0.191029

Fonte: Elaboração própria.

Nenhuma raiz está fora do círculo unitário.

Tabela A.10 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria de transformação.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	26.81809	16	0.0435	1.693784	(16, 605.5)	0.0436
2	17.59270	16	0.3483	1.102738	(16, 605.5)	0.3483
3	40.10468	16	0.0008	2.560815	(16, 605.5)	0.0008
4	17.36900	16	0.3621	1.088517	(16, 605.5)	0.3622
5	25.32552	16	0.0643	1.597554	(16, 605.5)	0.0643
6	1771782	16	0.3407	1.110695	(16, 605.5)	0.3407
7	13.44500	16	0.6400	0.839893	(16, 605.5)	0.6400
8	18.27715	16	0.3079	1.146284	(16,605.5)	0.3080

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

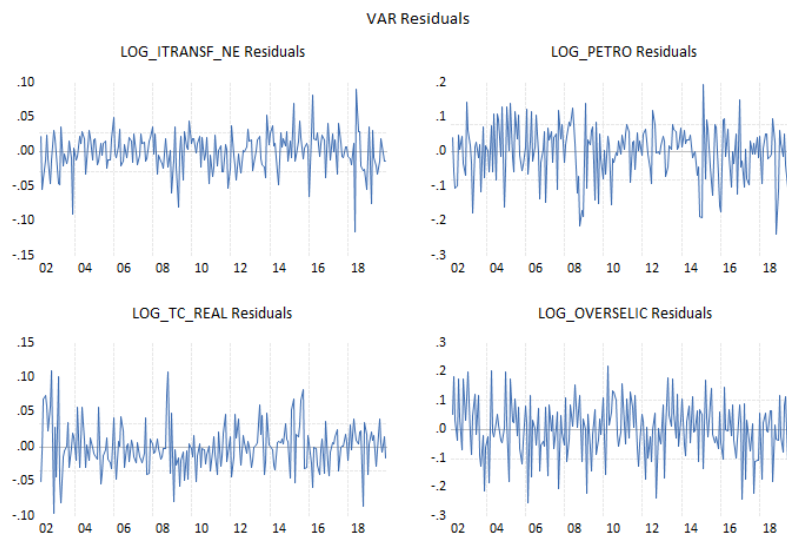
Tabela A.11 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria de transformação.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	-0.461941	7.610903	1	0.0058
2	-0.494785	8.731643	1	0.0031
3	0.399801	5.700999	1	0.0170
4	-0.220211	1.729582	1	0.1885
Acumulado		23.77313	4	0.0001
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	4.791058	28.60369	1	0.0000
2	3.029283	0.007646	1	0.9303
3	4.043088	9.701624	1	0.0018
4	2.783654	0.417348	1	0.5183
Acumulado		38.73030	4	0.0000
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	36.21459		2	0.0000
2	8.739289		2	0.0127
3	15.40262		2	0.0005
4	2.146930		2	0.3418
Acumulado	62.50343		8	0.0000

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.7 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria de transformação Nordeste.



- A.4 Indústria Geral Nordeste

Tabela A.12 – Critério de seleção de defasagens para a indústria geral.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	397.3607	NA	2.68e+07	-3.782315	-3.718131	-3.756362
1	1257.025	1677.998	8.02e+11	-11.89447	-11.57355	-11.76471
2	1312.054	105.2971	5.51e+11	-12.26975	-11.69210*	-12.03618*
3	1327.023	28.06630	5.57e+11	-12.25984	-11.42545	-11.92246
4	1345.764	34.41849	5.43e+11*	-12.28619*	-11.19507	-11.84500
5	1349.554	6.814719	6.12e+11	-12.16879	-10.82094	-11.62379
6	1365.338	27.77369*	6.14e+11	-12.16671	-10.56213	-11.51790
7	1373.966	14.85081	6.61e+11	-12.09583	-10.23451	-11.34321
8	1388.634	24.68029	6.72e+11	-12.08302	-9.964962	-11.22658

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.13 – Teste de causalidade de Granger para a indústria geral.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
ln_petro não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ne	4.24203	0.0026***
ln_tc_real não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ne	3.01819	0.0190***
ln_overselic não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ne	1.91327	0.1096

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Nível de significância (*)10%; (**)5% e (***)1%.

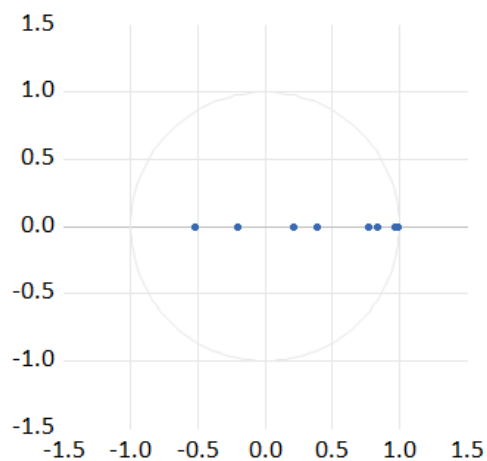
Tabela A.14 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria geral.

	ln(igeral_ne)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
ln(igeral_ne)(-1)	0.582509 (0.06924) [8.41310]	-0.011511 (0.20422) [-0.05637]	0.018906 (0.08643) [0.21873]	0.093009 (0.25661) [0.36245]
ln(igeral_ne)(-2)	0.133436 (0.06724) [1.98461]	-0.069072 (0.19831) [-0.34830]	-0.057743 (0.08393) [-0.68795]	0.177410 (0.24919) [0.71195]
ln(petro)(-1)	0.037320 (0.02302) [1.62094]	1.152063 (0.06791) [16.9652]	-0.044696 (0.02874) [-1.55511]	0.065391 (0.08525) [0.76633]
ln(petro)(-2)	-0.019384 (0.02248) [-0.86231]	-0.253043 (0.06630) [-3.81651]	0.034919 (0.02806) [-1.24434]	-0.036361 (0.08331) [-0.43644]
ln(tc_real)(-1)	0.048257 (0.05508) [0.87618]	-0.461424 (0.16245) [-2.84047]	1.226990 (0.06875) [17.8458]	0.095883 (0.20413) [0.46973]
ln(tc_real)(-2)	-0.067794 (0.05538) [-1.22408]	0.307869 (0.16335) [1.88468]	-0.273560 (0.06914) [-3.95666]	0.009220 (0.20527) [0.04492]
ln(overselic)(-1)	-0.000714 (0.01616) [0.04420]	-0.034928 (0.04767) [-0.73266]	-0.011706 (0.02018) [-0.58017]	0.487157 (0.05990) [8.13224]
ln(overselic)(-2)	-0.012080 (0.01683) [-0.71777]	-0.010636 (0.04964) [-0.21425]	0.008158 (0.02101) [0.38826]	0.529796 (0.06238) [8.49337]
C	1.327673 (0.26812) [4.95185]	1.692557 (0.79080) [2.14030]	0.449223 (0.33470) [1.34215]	-1.915063 (0.99370) [-1.92721]
R-squared	0.818423	0.968694	0.969051	0.933279
Adj. R-squared	0.811337	0.967472	0.967844	0.930675
Sum sq. resids	0.149813	1.303280	0.233467	2.057831
S.E. equation	0.027033	0.079734	0.033747	0.100191
F-statistic	115.4998	792.9123	802.3571	358.4354
Log likelihood	463.6322	242.1640	426.1612	193.2898
Akaike AIC	-4.342357	-2.179103	-3.898703	-1.722334
Schwarz SC	-4.200797	-2.037543	-3.7557143	-1.580774
Mean dependent	4.570750	4.968449	4.603157	2.454733
S.D. dependent	0.062238	0.442096	0.188192	0.380525
Determinant resid covariance (dof adj.)		4.96E-11		
Determinant resid covariance		4.18E-11		
Log likelihood		1342.588		
Akaike information criterion		-12.21111		
Schwarz criterion		-11.64487		
Number of coefficients		36		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.8 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
0.992897	0.992897
0.966000	0.966000
0.835811	0.835811
0.769004	0.769004
-0.520091	0.520091
0.393404	0.393404
0.210668	0.210668
-0.198975	0.198975

Fonte: Elaboração própria.

Nenhuma raiz está fora do círculo unitário.

Tabela A.15 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	27.48931	16	0.0364	1.737135	(16, 605.5)	0.0364
2	17.83795	16	0.3335	1.118336	(16, 605.5)	0.3335
3	40.76414	16	0.0006	2.604341	(16, 605.5)	0.0006
4	16.30429	16	0.4319	1.020900	(16, 605.5)	0.4320
5	24.02607	16	0.0889	1.513967	(16, 605.5)	0.0890
6	19.82787	16	0.2281	1.245124	(16, 605.5)	0.2281
7	14.62289	16	0.5524	0.914357	(16, 605.5)	0.5525
8	17.55328	16	0.3507	1.100232	(16, 605.5)	0.3508

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

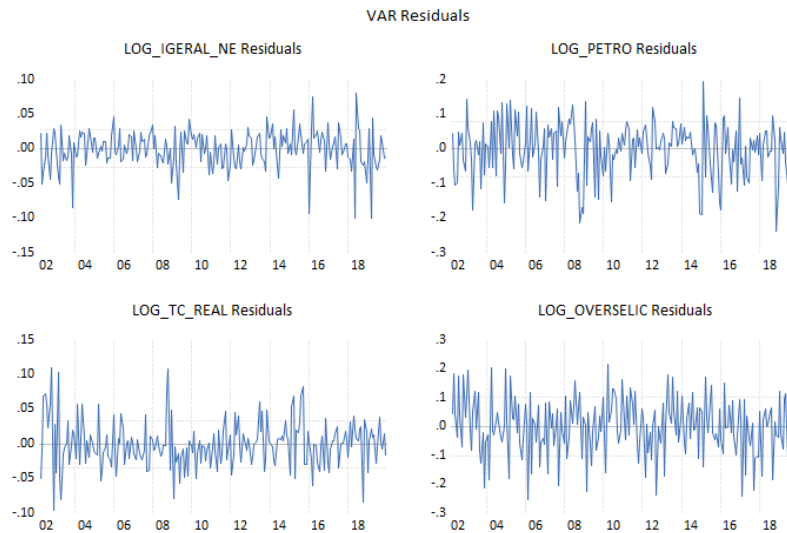
Tabela A.16 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	-0.688567	16.91046	1	0.0000
2	-0.496671	8.798318	1	0.0030
3	0.396325	5.602288	1	0.0179
4	-0.221407	1.748412	1	0.1861
Acumulado		33.05948	4	0.0000
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	5.140222	40.84323	1	0.0000
2	3.032287	0.009295	1	0.9232
3	4.075671	10.31719	1	0.0013
4	2.789350	0.395664	1	0.5293
Acumulado		51.56538	4	0.0000
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	57.75370		2	0.0000
2	8.807613		2	0.0122
3	15.91948		2	0.0003
4	2.144077		2	0.3423
Acumulado	84.62486		8	0.0000

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.9 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral Nordeste.



- A.5 Indústria Geral Ceará

Tabela A.17 – Critério de seleção de defasagens para a indústria geral do Ceará.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	287.9335	NA	7.66e+07	-2.730130	-2.665946	-2.704177
1	1190.889	1765.500	1.52e-10	-11.25855	-10.93763	-11.12879
2	1250.619	114.2899	9.96e-11	-11.67902	-11.10137*	-11.44545*
3	1263.318	23.81157	1.03e-10	-11.64729	-10.81290	-11.30991
4	1286.004	41.66376	9.65e-11*	-11.71158*	-10.62046	-11.27039
5	1292.651	11.95202	1.06e-10	-11.62165	-10.27379	-11.07664
6	1307.687	26.45689*	1.07e-10	-11.61237	-10.00779	-10.96356
7	1319.494	20.32188	1.12e-10	-11.57206	-9.710738	-10.81944
8	1328.357	14.91310	1.20e-10	-11.50343	-9.385376	-10.64700

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.18 – Teste de causalidade de Granger para a indústria geral do Ceará.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
ln_petro não causa no sentido de Granger a ln_igt_ce	1.14853	0.3349
ln_tc_real não causa no sentido de Granger a ln_igt_ce	0.16722	0.9548
ln_overselic não causa no sentido de Granger a ln_igt_ce	1.47866	0.2100

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Tabela A.19 – Estimação do Vetor de Correção de Erro - VEC(4) para indústria geral Ceará.

Cointegrating Eq:	CointEq1			
ln(igt_ce)(-1)	1.000000			
ln(petro)(-1)	0.130676 (0.04101) [3.18641]			
ln(tc_real)(-1)	0.444487 (0.08460) [5.25376]			
ln(overselic)(-1)	0.175533 (0.04257) [4.12384]			
Tendência(02M01)	0.001183 (0.00021) [5.70893]			
C	-7.880544			
Error Correction:	ln(igt_ce)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
CointEq1	-0.104396 (0.04803) [-2.17370]	-0.368988 (0.10833) [-3.40616]	-0.166061 (0.04351) [-3.81645]	0.233177 (0.12229) [1.90674]
ln(igt_ce)(-1)	-0.360785 (0.08011) [-4.50337]	0.389984 (0.18071) [2.15811]	0.075986 (0.07258) [1.04689]	-0.262958 (0.20400) [-1.28904]
ln(igt_ce)(-2)	-0.126713 (0.08011) [-1.58166]	0.246770 (0.18070) [1.36560]	0.046271 (0.07258) [0.63750]	-0.231269 (0.20399) [-1.13371]
ln(igt_ce)(-3)	-0.07139 (0.07714) [-0.09254]	0.179321 (0.17400) [1.03055]	0.196383 (0.06989) [2.80985]	-0.194387 (0.19643) [-0.98960]
ln(igt_ce)(-4)	-0.040414 (0.07174) [-0.56330]	0.024853 (0.16183) [-0.15358]	0.130913 (0.06500) [2.01404]	-0.214010 (0.18268) [-1.17148]
ln(petro)(-1)	0.006275 (0.03128) [0.20058]	0.202573 (0.07056) [2.87089]	-0.032875 (0.02834) [-1.15996]	0.048382 (0.07965) [0.60740]
ln(petro)(-2)	0.032103 (0.03166) [1.01414]	0.004614 (0.07140) [0.06461]	-0.028606 (0.02868) [-0.99746]	0.012671 (0.08060) [0.15720]
ln(petro)(-3)	0.038325 (0.03167) [1.21032]	-0.108397 (0.07142) [-1.51763]	-0.008974 (0.02869) [-0.31280]	0.115815 (0.08063) [1.43638]
ln(petro)(-4)	0.015563 (0.03115) [0.49968]	-0.077234 (0.07025) [-1.09936]	-0.003712 (0.02822) [-0.13155]	0.095824 (0.07931) [1.20826]

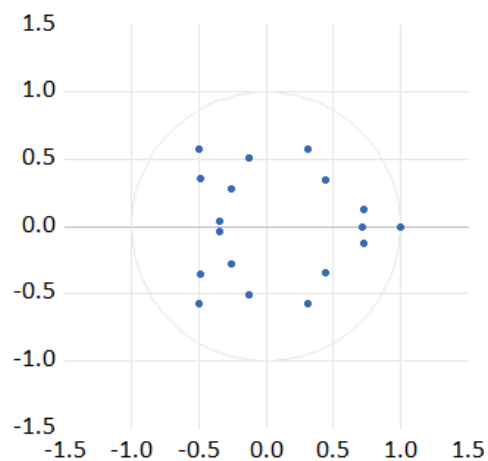
continua...

Continuação				
ln(tc_real)(-1)	0.018742 (0.07597) [0.24672]	-0.336908 (0.17135) [-1.96622]	0.234469 (0.06882) [3.40681]	0.022432 (0.19343) [0.11597]
ln(tc_real)(-2)	0.037893 (0.07826) [0.48420]	-0.174872 (0.17652) [-0.99066]	0.001322 (0.07090) [-0.01864]	-0.041123 (0.19927) [-0.20637]
ln(tc_real)(-3)	0.041558 (0.07768) [0.53498]	0.052014 (0.17522) [0.29685]	0.043576 (0.07038) [0.61916]	0.081242 (0.19780) [0.41072]
ln(tc_real)(-4)	0.049916 (0.07583) [0.65822]	-0.096081 (0.17105) [-0.56171]	0.025395 (0.06871) [0.36963]	0.148400 (0.19310) [0.76852]
ln(overselic)(-1)	-0.011201 (0.03100) [-0.36131]	0.054769 (0.06992) [0.78326]	0.047223 (0.02809) [1.68137]	-0.650352 (0.07894) [-8.23898]
ln(overselic)(-2)	-0.029120 (0.03477) [-0.83745]	0.038706 (0.07843) [0.49351]	0.095702 (0.03150) [3.03792]	-0.037011 (0.08854) [-0.41802]
ln(overselic)(-3)	-0.040520 (0.03454) [-1.17309]	-0.011727 (0.07791) [-0.15052]	0.066204 (0.03129) [2.11555]	0.375522 (0.08795) [4.26959]
ln(overselic)(-4)	0.000483 (0.02982) [0.01620]	0.023922 (0.06725) [0.35571]	0.014259 (0.02701) [0.52788]	0.091180 (0.07592) [1.20101]
C	-0.000676 (0.00255) [-0.26506]	0.005250 (0.00575) [0.91317]	0.001299 (0.00231) [0.56243]	-0.009991 (0.00649) [-1.53932]
R-squared	0.218859	0.188917	0.184790	0.422318
Adj. R-squared	0.150054	0.117475	0.112984	0.371434
Sum sq. resids	0.251158	1.277829	0.206154	1.628419
S.E. equation	0.036074	0.081369	0.032683	0.091855
F-statistic	3.180848	2.644325	2.573460	8.299628
Log likelihood	410.9914	239.3604	431.8234	213.7822
Akaike AIC	-3.725037	-2.098203	-3.922496	-1.855755
Schwarz SC	-3.439096	-1.812262	-3.636556	-1.569815
Mean dependent	0.000132	0.004510	-4.56E-05	-0.006617
S.D. dependent	0.039129	0.086615	0.034702	0.115859
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.22E-11		
Determinant resid covariance		5.05E-11		
Log likelihood		1303.646		
Akaike information criterion		-11.62697		
Schwarz criterion		-10.40378		
Number of coefficients		77		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.10 – Estabilidade do modelo VEC(4) para a indústria geral do Ceará.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
-0.496490 + 0.575872i	0.760349
-0.496490 - 0.575872i	0.760349
0.726527 - 0.121350i	0.736592
0.726527 + 0.121350i	0.736592
0.717669	0.717669
0.308215 - 0.573091i	0.650715
0.308215 + 0.573091i	0.650715
-0.485150 - 0.359019i	0.603544
-0.485150 + 0.359019i	0.603544
0.441910 + 0.340173i	0.557676
0.441910 - 0.340173i	0.557676
-0.130077 - 0.504847i	0.521336
-0.130077 + 0.504847i	0.521336
-0.257401 + 0.28290i	0.382479
-0.257401 - 0.28290i	0.382479
-0.346165 - 0.037286i	0.348167
-0.346165 + 0.037286i	0.348167

Fonte: Elaboração própria.

A especificação VEC impõe 3 raiz(s) unitária(s).

Tabela A.20 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VEC(4) indústria geral do Ceará.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	22.04871	16	0.1416	1.387690	(16, 568.9)	0.1417
2	16.30283	16	0.4320	1.020924	(16, 568.9)	0.4321
3	18.00118	16	0.3238	1.128951	(16, 568.9)	0.3239
4	13.44019	16	0.6403	0.839561	(16, 568.9)	0.6404
5	22.23894	16	0.1356	1.399895	(16, 568.9)	0.1357
6	29.63440	16	0.0200	1.877531	(16, 568.9)	0.0200
7	13.12832	16	0.6634	0.819856	(16, 568.9)	0.6634
8	20.35274	16	0.2048	1.279053	(16, 568.9)	0.2048

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

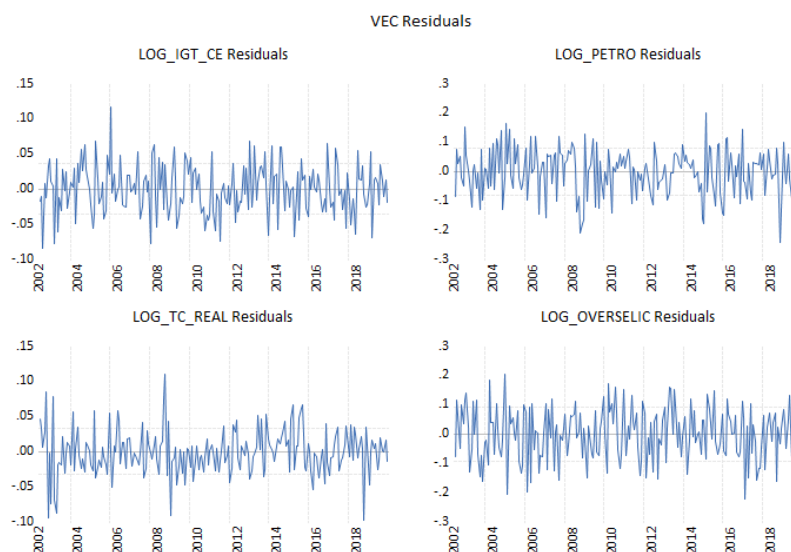
Tabela A.21 – Teste de normalidade para os resíduos do VEC(4) indústria geral do Ceará.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	0.100712	0.356692	1	0.5503
2	-0.359886	4.554702	1	0.0328
3	0.009047	0.002879	1	0.9572
4	-0.075734	0.201705	1	0.6533
Acumulado		5.115978	4	0.2756
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	2.938810	0.032918	1	0.8560
2	2.897919	0.091793	1	0.7619
3	4.260371	13.96587	1	0.0002
4	2.300660	4.299792	1	0.0381
Acumulado		18.39038	4	0.0010
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	0.389610		2	0.8230
2	4.646495		2	0.0980
3	13.96875		2	0.0009
4	4.501497		2	0.1053
Acumulado	23.50635		8	0.0028

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.11 – Resíduos do modelo VEC(4) para a indústria geral do Ceará.



• A.6 Indústria Geral Pernambuco

Tabela A.22 – Critério de seleção de defasagens para a indústria geral do Pernambuco.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	337.5679	NA	4.76e-07	-3.207384	-3.143200	-3.181431
1	1195.918	1675.434	1.44e-10	-11.30691	-10.98599	-11.17714
2	1252.579	108.4189	9.77e-11*	-11.69788*	-11.12023*	-11.46431*
3	1263.277	20.05758	1.03e-10	-11.64689	-10.81251	-11.30951
4	1283.420	36.99366*	9.89e-11	-11.68673	-10.59561	-11.24554
5	1291.384	14.31997	1.07e-10	-11.60946	-10.26161	-11.06446
6	1304.893	23.7707	1.10e-10	-11.58551	-9.980924	-10.93670
7	1314.522	16.57368	1.17e-10	-11.52425	-9.662935	-10.77163
8	1328.158	22.94399	1.20e-10	-11.50152	-9.383463	-10.64508

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.23 – Teste de causalidade de Granger para a indústria geral do Pernambuco.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
ln_petro não causa no sentido de Granger a ln_igt_pe	9.72887	9.e-05***
ln_tc_real não causa no sentido de Granger a ln_igt_pe	9.83304	8.e-05***
ln_overselic não causa no sentido de Granger a ln_igt_pe	3.35625	0.0368

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Níveis de significância: 1% (***), 5% (**) e 10%(*).

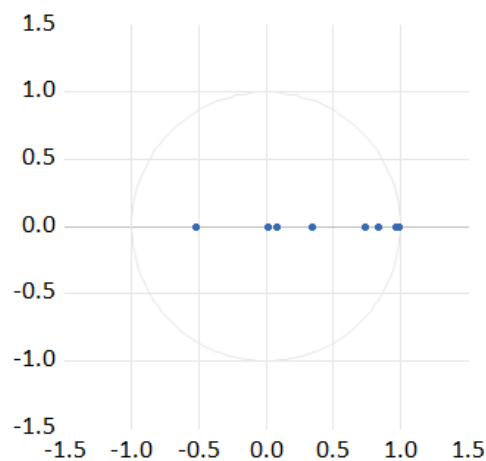
Tabela A.24 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.

	ln(igt_pe)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
ln(igt_pe)(-1)	0.580141 (0.06913) [8.39147]	0.310480 (0.15244) [2.03674]	0.071823 (0.06516) [1.10225]	0.033488 (0.19453) [0.17215]
ln(igt_pe)(-2)	0.070245 (0.06663) [1.05422]	-0.304719 (0.14692) [-2.07402]	-0.050475 (0.06280) [-0.80371]	0.042183 (0.18749) [0.22499]
ln(petro)(-1)	-0.033045 (0.03033) [-1.08953]	1.154748 (0.06688) [17.2669]	-0.042926 (0.02859) [-1.50162]	0.057349 (0.08534) [0.67200]
ln(petro)(-2)	.055902 (0.02934) [1.90507]	-0.257208 (0.06470) [-3.97523]	0.028765 (0.02766) [1.04006]	-0.016049 (0.08257) [-0.19437]
ln(tc_real)(-1)	-0.039173 (0.07303) [-0.53638]	-0.425149 (0.16103) [-2.64013]	1.231580 (0.06883) [17.8921]	0.074522 (0.20550) [0.36264]
ln(tc_real)(-2)	-0.034994 (0.07408) [-0.47239]	0.287996 (0.16334) [1.76315]	-0.271430 (0.06982) [-3.88754]	0.024049 (0.20844) [0.11538]
ln(overselic)(-1)	-0.007387 (0.02137) [-0.34573]	-0.043641 (0.04711) [-0.92628]	-0.012930 (0.02014) [-0.64206]	0.490149 (0.06012) [8.15241]
ln(overselic)(-2)	-0.016085 (0.02228) [-0.72192]	0.001499 (0.04913) [0.03052]	0.011774 (0.02100) [0.56066]	0.524193 (0.06269) [8.36102]
C	1.860020 (0.29466) [6.31244]	1.221355 (0.64972) [1.87983]	0.160540 (0.27772) [0.57806]	-1.25913 (0.82912) [-1.25913]
R-squared	0.866491	0.969398	0.969144	0.932734
Adj. R-squared	0.861281	0.968204	0.967940	0.930109
Sum sq. resids	0.262029	1.273959	0.232769	2.074620
S.E. equation	0.035752	0.078832	0.033697	0.100599
F-statistic	166.3093	811.7517	804.8402	355.3274
Log likelihood	413.8117	244.5988	426.4816	192.4203
Akaike AIC	-3.783287	-2.201858	-3.901697	-1.714209
Schwarz SC	-3.641727	-2.060298	-3.760137	-1.572649
Mean dependent	4.499923	4.968449	4.603157	2.454733
S.D. dependent	0.095991	0.442096	0.188192	0.380525
Determinant resid covariance (dof adj.)		8.60E-11		
Determinant resid covariance		7.25E-11		
Log likelihood		1283.621		
Akaike information criterion		-11.66000		
Schwarz criterion		-11.09377		
Number of coefficients		36		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.12 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
0.994340	0.994340
0.963627	0.963627
0.861176	0.841176
0.738834	0.738834
-0.517653	0.517653
0.341055	0.341055
0.079295	0.079295
0.015943	0.015943

Fonte: Elaboração própria.

Nenhuma raiz está fora do círculo unitário.

Tabela A.25 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral do Pernambuco.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	20.60492	16	0.1942	1.294746	(16, 605.5)	0.1943
2	10.20351	16	0.8558	0.635712	(16, 605.5)	0.8558
3	42.07779	16	0.0004	2.691184	(16, 605.5)	0.0004
4	19.91692	16	0.2240	1.250807	(16, 605.5)	0.2240
5	23.65496	16	0.0973	1.490127	(16, 605.5)	0.0974
6	19.78037	16	0.2303	1.242092	(16, 605.5)	0.2303
7	10.52428	16	0.8379	0.655869	(16, 605.5)	0.8379
8	21.03427	16	0.1772	1.322190	(16,605.5)	0.1772

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

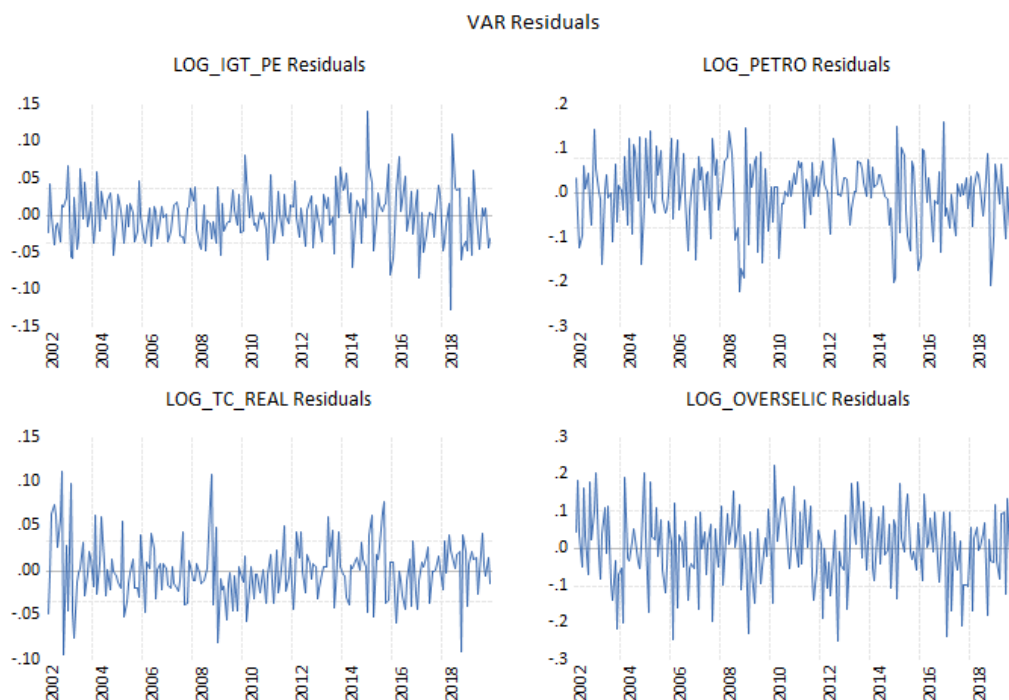
Tabela A.26 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral do Pernambuco.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	0.234579	1.962636	1	0.1612
2	-0.486169	8.430186	1	0.0037
3	0.340287	4.130028	1	0.0421
4	-0.228136	1.856308	1	0.1731
Acumulado		16.37916	4	0.0026
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	4.284454	14.71091	1	0.0001
2	2.984634	0.002105	1	0.9634
3	4.069308	10.19550	1	0.0014
4	2.669003	0.976899	1	0.3230
Acumulado		25.88541	4	0.0000
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	16.67355		2	0.0002
2	8.432292		2	0.0148
3	14.32553		2	0.0008
4	2.833207		2	0.2425
Acumulado	42.26457		8	0.0000

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.13 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral do Pernambuco.



- **A.7 Indústria Geral Bahia**

Tabela A.27 – Critério de seleção de defasagens para a indústria geral da Bahia.

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	311.8819	NA	6.09e-07	-2.960402	-2.896219	-2.934450
1	1138.259	1613.024	2.51e-10	-10.75249	-10.43157	-10.62272
2	1192.809	104.3795	1.74e-10	-11.12316	-10.54551*	-10.88959*
3	1208.049	28.57555	1.75e-10	-11.11586	-10.28147	-10.77847
4	1227.574	35.85768	1.69e-10*	-11.14975*	-10.05863	-10.70855
5	1231.429	6.932316	1.90e-10	-11.03297	-9.685119	-10.48797
6	1247.816	28.83576*	1.90e-10	-11.03670	-9.432111	-10.38789
7	1255.959	14.01442	2.06e-10	-10.96114	-9.099824	-10.20852
8	328.2874	22.56421	1.80e-06	-1.887379	-0.230674	-1.030947

Notas: Defasagem adequada marcada com um asterisco (*); Akaike (AIC); Schwarz (SC); Hannan-Quinn (HQ)

LR: Estatística de teste LR modificada sequencial(cada teste com nível de 5%); Erro de Predição Final (FPE).

Fonte:Elaboração própria.

Tabela A.28 – Teste de causalidade de Granger para a indústria geral da Bahia.

Hipótese nula	F-statistic	p-value
ln_petro não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ba	5.96430	0.0001***
ln_tc_real não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ba	2.11062	0.0808*
ln_overselic não causa no sentido de Granger a ln_igeral_ba	1.16846	0.3259

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Níveis de significância: 1% (***), 5% (**) e 10%(*).

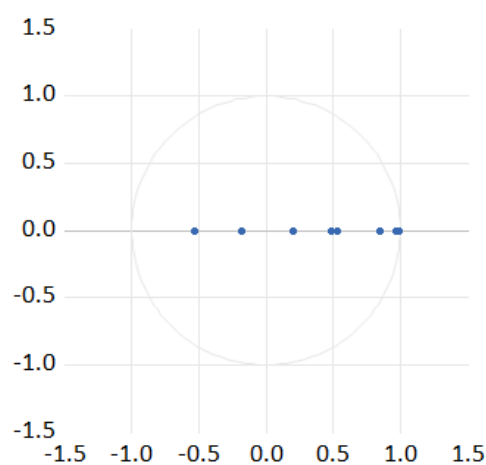
Tabela A.29 – Estimação do Vetor Autorregressivo VAR(2) para indústria geral da Bahia.

	ln(igeral_ba)	ln(petro)	ln(tc_real)	ln(overselic)
ln(igeral_ba)(-1)	0.462526 (0.07015) [6.59383]	-0.023613 (0.11531) [-0.20479]	-0.005523 (0.04880) [-0.11317]	0.118760 (0.14422) [0.82346]
ln(igeral_ba)(-2)	0.129041 (0.06725) [1.91893]	0.100875 (0.11054) [0.91256]	-0.041621 (0.04679) [-0.88960]	0.171103 (0.13826) [1.23754]
ln(petro)(-1)	0.116818 (0.04116) [2.83784]	1.158044 (0.06767) [17.1139]	-0.044695 (0.02864) [-1.56063]	0.069503 (0.08464) [0.82120]
ln(petro)(-2)	-0.049177 (0.04087) [-1.20319]	-0.275948 (0.06719) [-4.10719]	0.038450 (0.02844) [-1.35214]	-0.060686 (0.08403) [-0.72215]
ln(tc_real)(-1)	0.113970 (0.09856) [1.15639]	-0.453719 (0.16201) [-2.80057]	1.223090 (0.06857) [17.8373]	0.110713 (0.20264) [0.54636]
ln(tc_real)(-2)	-0.108006 (0.09923) [-1.08840]	0.307048 (0.16312) [1.88232]	-0.268865 (0.06904) [-3.89434]	-0.013745 (0.20403) [-0.06737]
ln(overselic)(-1)	-0.021905 (0.02925) [0.74897]	-0.035063 (0.04808) [-0.72933]	-0.010379 (0.02035) [-0.51007]	0.478020 (0.06013) [7.94947]
ln(overselic)(-2)	0.029205 (0.03015) [0.96859]	-0.009525 (0.04956) [-0.19216]	0.008353 (0.02098) [0.39817]	0.528479 (0.06199) [8.52467]
C	1.473392 (0.33697) [4.37250]	1.023272 (0.55391) [1.84735]	0.460927 (0.23444) [1.96609]	-1.832208 (0.69282) [-2.64457]
R-squared	0.702259	0.968792	0.969148	0.934099
Adj. R-squared	0.690640	0.967574	0.967944	0.931527
Sum sq. resid	0.480813	1.299223	0.232734	2.032541
S.E. equation	0.048430	0.079610	0.033694	0.099573
F-statistic	60.43987	795.4681	804.9629	363.2141
Log likelihood	348.8601	242.4976	426.4974	194.6129
Akaike AIC	-3.176263	-2.182220	-3.901845	-1.734700
Schwarz SC	-3.034703	-2.040660	-3.760285	-1.593140
Mean dependent	4.541339	4.968449	4.603157	2.454733
S.D. dependent	0.087072	0.442096	0.188192	0.380525
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.58E-11		
Determinant resid covariance		1.33E-11		
Log likelihood		1218.370		
Akaike information criterion		-11.05019		
Schwarz criterion		-10.48395		
Number of coefficients		36		

Fonte: Elaboração própria; *Nota: Desvio padrão () e estatística-t [].

Figura A.14 – Estabilidade do modelo VAR(2) para a indústria geral da Bahia.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Root	Modulus
0.993430	0.993430
0.968100	0.968100
0.852427	0.852427
-0.530941	0.530941
0.528908	0.528908
0.491840	0.491840
0.198440	0.198440
-0.180524	0.180524

Fonte: Elaboração própria.

Nenhuma raiz está fora do círculo unitário.

Tabela A.30 – Teste LM correlação serial dos resíduos do VAR(2) indústria geral da Bahia.

lag	LRE*stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.62111	16	0.0981	1.487953	(16, 605.5)	0.0981
2	17.90835	16	0.3293	1.122814	(16, 605.5)	0.3294
3	39.33855	16	0.0010	2.510308	(16, 605.5)	0.0010
4	13.93850	16	0.6033	0.871074	(16, 605.5)	0.6033
5	30.30990	16	0.0165	1.919827	(16, 605.5)	0.0165
6	16.11845	16	0.4447	1.009109	(16, 605.5)	0.4448
7	16.32206	16	0.4307	1.022027	(16, 605.5)	0.4308
8	17.79011	16	0.3363	1.115293	(16, 605.5)	0.3364

Hipótese nula: Nenhuma correlação no lag h.

Tabela A.31 – Teste de normalidade para os resíduos do VAR(2) indústria geral da Bahia.

Componente	Assimetria	Chi-sq	df	Prob*
1	-0.483572	8.340375	1	0.0039
2	-0.550511	10.80922	1	0.0010
3	0.363786	4.720140	1	0.0298
4	-0.287244	2.942824	1	0.0863
Acumulado		28.81256	4	0.0000
Componente	Curtose	Chi-sq	df	Prob*
1	4.133419	11.45469	1	0.0007
2	3.169194	0.255253	1	0.6134
3	4.177099	12.35460	1	0.0004
4	2.826267	0.269132	1	0.6039
Acumulado		24.33367	4	0.0001
Componente	Jarque-Bera		df	Prob*
1	19.79507		2	0.0001
2	11.06448		2	0.0040
3	17.07474		2	0.0002
4	3.211956		2	0.2007
Acumulado	51.14623		8	0.0000

*Os valores aproximados não levam em consideração o coeficiente estimado.

Notas: Hipótese nula: Resíduos são normais multivariados.

Figura A.15 – Resíduos do modelo VAR(2) para a indústria geral da Bahia.

