

---

# CHOQUES MACROECONÔMICOS SOBRE A DINÂMICA DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL DO NORDESTE, DE 2002 A 2019

*Macroeconomic shocks about the dynamics of industrial production in the northeast, from 2002 to 2019*

**Yure Révelles da Silva Moura**

Economista. Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará. Av. da Universidade, 2762. CEP: 60020-181, Fortaleza, Ceará, Brasil. yure\_carius@hotmail.com

**João Paulo Martins Guedes**

Economista. Doutor em Economia pela Universidade Federal do Ceará. Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Av. Salgado Filho, S/N. CEP: 59078-900, Campus Universitário Lagoa Nova, Natal, Rio Grande do Norte, Brasil. joao.martins@ufrn.br

---

**Resumo:** Este trabalho tem como objetivo investigar as flutuações de curto e longo prazos da produção industrial agregada, por setor, da região Nordeste. Para isso, fez-se uso da metodologia de Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), com base em um conjunto de dados mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2019. Os resultados sugerem que as variáveis do preço do petróleo e da taxa de juros exercem, em longo prazo, impactos adversos e heterogêneos sobre os setores industriais. Já em curto prazo, há destaque para os efeitos negativos da taxa de câmbio real. Por fim, as variáveis deste estudo mostraram-se importantes para a determinação da dinâmica da produção industrial na referida região.

**Palavras-chave:** Nordeste; setor industrial; Modelos ARDL; Cointegração.

**Abstract:** This work aims to investigate the short and long-term fluctuations of aggregate industrial production by sector in the Northeast region. For this, the Distributed Lag Autoregressive Models (ARDL) methodology was used, based on a set of monthly data between January 2002 and December 2019. The results suggest that the variables oil price and the interest rate long-term adverse and heterogeneous impacts on industrial sectors in the region. In the short term, the negative effects of the real exchange rate should be highlighted. Finally, the study variables proved to be important in determining the dynamics of industrial production in the region both in the short and long term.

**Keywords:** Northeast; industry sector; ARDL Models; cointegration.



Este é um artigo publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Attribution, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições desde que o trabalho original seja corretamente citado.

## 1 INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, a região Nordeste tem se destacado como um campo vasto para pesquisas, com foco na compreensão da conjuntura social e macroeconômica da região. O setor industrial, em especial, tem atraído atenção devido às transformações produtivas ocorridas desde 2012 e à perda de competitividade no mercado interno e externo. A partir de 2012, a região Nordeste passou a registrar uma mudança em sua composição produtiva, com o declínio das indústrias extrativas e o crescimento das de transformação, concentradas em bens não-duráveis e intermediários, representado 60% da atividade industrial (Gomes, 2014; Araujo, 2019; IBGE, 2019).

O setor industrial do Nordeste, em 2019, gerou cerca de R\$ 371 milhões em Valor Adicionado Bruto (VAB), representando 19% do PIB da região. Aproximadamente, 23 mil indústrias estavam presentes, sendo 3,74% de extrativas e 95,81% de transformação. A maioria delas é composta por micro/pequenas e médias empresas, com destaque para a fabricação de alimentos, bebidas, têxteis e vestuário (IBGE, 2019; Sebrae, 2019).

No entanto, o desempenho do setor industrial é influenciado por variáveis macroeconômicas, como juros, câmbio e petróleo, que afetam sua dinâmica de crescimento de diversas maneiras, podendo impulsionar ou comprometer o seu avanço. Estudos indicam que o setor industrial responde negativamente a choques na taxa de juros, com os maiores impactos relacionados a fatores internos das empresas (Dedola, 2005; Peersman, 2005). Quanto à taxa de câmbio real, determinados segmentos industriais são mais sensíveis, com os efeitos sendo influenciados pela abertura do setor e dependência de insumos importados (Hahn, 2007; Casas, 2020). Já para o preço do petróleo, as respostas são negativas e heterogêneas, com destaque nos setores que dependem intensivamente de óleo (Lee; Ni, 2002; Jimenez-Rodriguez, 2008; Wang, 2014).

Dado a importância do setor industrial para o Nordeste, este artigo investiga os efeitos das oscilações em variáveis macroeconômicas sobre a produção industrial da região, no curto e no longo prazo, por meio de modelos Autorregressivos de Defasagem Distribuída (ARDL) e testes de cointegração. A base de dados será composta por dados agregados da indústria, por setor, e pela taxa de câmbio real efetiva, o preço do barril de petróleo bruto e a taxa de juros nominal, com periodicidade mensal de janeiro de 2002 a dezembro de 2019.

Este estudo se diferencia por adotar uma modelagem pouco aplicada ao setor industrial, o que permite uma análise mais detalhada dos efeitos de curto e longo prazos de importantes variáveis sobre a produção. Além disso, o trabalho engloba o total agregado dos segmentos extrativo, transformação e indústria geral, proporcionando uma visão ampla e integrada da dinâmica industrial do Nordeste. Contribuindo com informações que podem guiar decisões estratégicas para impulsionar o setor, considerando os desafios e peculiaridades da região.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A revisão de literatura apresentará os mecanismos de transmissão dos choques das variáveis macroeconômicas sobre a produção industrial e os trabalhos que utilizam modelagens econométricas na identificação dos impactos dos choques sobre o setor industrial.

### 2.1 Mecanismos de transmissão e impactos na indústria

A compreensão dos mecanismos de transmissão de choques exógenos entre os diversos agentes econômicos é complexa devido à grande rede de interligações entre os diferentes setores da economia. A literatura, como o trabalho de Clements e Rossi (1992), busca identificar os canais de transmissão e avaliar a magnitude dos efeitos de tais choques nos diferentes setores.

Se tratando do segmento industrial, a política monetária pode ser manifestada através de quatro canais: taxa de juros, renda, câmbio real e o custo do capital (Taylor, 1995; Mishkin, 1996). Pelo canal da taxa de juros, o processo de propagação pode ocorrer tanto pelo curto como pelo longo prazo. No curto prazo, a sua propagação ocorre via taxa de juros nominal. Enquanto, no longo prazo, o efeito será via taxa de juros real e custo do capital, e assim, modificando as condições de investimento e consumo dos agentes (Taylor, 1995).

No Brasil, os trabalhos de Lima e Issler (2003), Carneiro *et al.* (2006), Marçal e Pereira (2007) e Tomazzia e Meurer (2009) encontraram evidências da influência desse mecanismo de transmissão. Esses trabalhos indicam que a taxa de juros desempenha um papel relevante e deve ser considerada na determinação do produto industrial, uma vez que afeta diretamente e/ou indiretamente o processo produtivo. Em geral, o aumento da taxa de juros tende a causar impactos negativos sobre o setor produtivo, principalmente por meio da elevação dos custos de capital.

Com relação à taxa de câmbio, Mishkin (1996) relembra que os efeitos podem ocorrer ao afetar a competitividade e as exportações das empresas manufatureiras, pelo menos no curto prazo. Sendo importante destacar que o tamanho do impacto ou a duração dos efeitos está sujeita ao nível de interação dessas empresas com o mercado internacional (Junior *et al.*, 2016). Segundo Mishkin (1996), o câmbio poderá agir por três óticas sobre a indústria. O primeiro consiste no impacto direto sobre a receita dos produtos manufaturados exportados pelas firmas industriais. O segundo, sobre os custos das importações e aquisição de insumos industriais, no comércio externo. E por fim, através das alterações das margens de lucro das firmas exportadoras.

Outro fator importante que merece destaque é o porte da indústria. A depender do tamanho da indústria e sua capacidade de lidar com as flutuações, os movimentos na produção podem ser mais retraídos ou mais expansivos frente a movimentações na taxa de câmbio real (Correa, 2012).

Considerando os efeitos das oscilações no preço do petróleo para a indústria, Fukunaga *et al.* (2010) reforçam que os movimentos do preço do óleo podem impactar o setor industrial de duas formas distintas: receitas das empresas e o custo de produção. No primeiro caso, o preço do petróleo elevado pode garantir maiores ganhos com a comercialização da *commodity* no mercado internacional, o que em parte eleva os lucros das empresas vendedoras do produto, chegando a beneficiar segmentos que operam nesse mercado. Por outro lado, indústrias que são intensivas em óleo acabam sendo afetadas negativamente com a elevação dos custos de produção, pressionando as empresas a repassar, em parte, o aumento de custo recebido ao preço final cobrado pela manufatura.

No entanto, este mecanismo está mais relacionado a segmentos intensivos em óleo, mas que podem ocorrer em estabelecimentos que contenham uma parcela significativa do insumo em seu processo produtivo. Além disso, o efeito que o preço do petróleo pode ocasionar no segmento depende da orientação do setor, composição da cesta industrial com insumo advindo do exterior e tamanho do estabelecimento (Fukunaga *et al.*, 2010; Bayar; Kilic, 2014).

Portanto, o que vai ditar a magnitude do impacto e a orientação, serão a capacidade de absorção do segmento e o leque de diversificação do setor. Vale ainda salientar que os desdobramentos que ocorrem no setor podem acabar sendo refletidos em outros setores da economia. Nesse sentido, conhecer tais canais e os mecanismos de transmissão é de suma importância para aplicação no setor industrial.

## 2.2 Aplicação dos modelos ARDL ao setor industrial

A literatura que estuda os efeitos de variáveis macroeconômicas sobre os setores da economia é ampla e diversificada. Um aspecto comum à maioria desses estudos é o emprego dos modelos VAR/VEC para ilustrar e quantificar os impactos, de curto e longo prazo, relacionados à indústria. No entanto, essa abordagem apresenta algumas limitações que podem comprometer ou até invia-

bilizar seu uso. Dentre essas limitações, destaca-se a questão relacionada à ordem de integração<sup>1</sup> das séries analisadas.

Nesse sentido, a modelagem ARDL vem se tornando uma alternativa para contornar o problema de modelar um conjunto de dados com diferentes ordens de integração. A vantagem desse tipo de modelagem é permitir que seja investigada uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre variáveis que possuam diferentes ordens de integração, caso que não é permitido em modelos VEC. Ademais, a modelagem ARDL tende a ser mais eficiente em capturar as relações de longo prazo em pequenas amostras de dados, e, conseqüentemente, as relações de curto prazo. O foco desta seção é apresentar os estudos que empregam a modelagem ARDL aplicadas ao setor industrial.

Orhunbilge e Tas (2014) analisaram o produto industrial, da Romênia, em função do custo da hora trabalhada, da taxa de juros, da taxa de câmbio e uma *dummy* para captar o efeito da participação da Romênia na União Europeia. Como resultado, os autores encontraram uma relação de cointegração entre as variáveis e foi observado que aumentos no preço de energia, custo do trabalho e taxa de juros têm efeitos, no longo prazo, sobre a produção manufatureira com respectivos coeficientes de elasticidade de (-0,51%), (0,57%) e (-0,05%). Já para a taxa de câmbio, os autores não encontraram efeitos estatisticamente significantes, em longo prazo. Em contrapartida, o impacto da taxa de câmbio, em curto prazo, foi de -0,37% sobre o produto.

Por meio de um modelo *Non-linear Autorregressive de Distributed Lags* (NARDL), Habibi (2019) buscou verificar os impactos da taxa de câmbio sobre a produção industrial dos Estados Unidos. Os resultados do estudo apontaram que as mudanças na taxa de câmbio afetam apenas a produção de setores para os quais os preços do produto não são controlados por outros fatores, por exemplo, o preço de *commodity*, ou quando as demandas são inelásticas aos preços. Observou-se também que uma valorização do dólar tem um efeito positivo sobre a produção dos setores com alto coeficiente de importação.

Verissimo (2019) utilizou a modelagem ARDL para analisar o processo de desindustrialização dos estados da região Sudeste do Brasil. O autor verificou o efeito relacionado à taxa de câmbio real, ao índice de preço internacional de *commodity*, à abertura comercial e à taxa de juros sobre os indicadores industriais da região. Os resultados mostraram que a taxa de câmbio real exerceu um efeito negativo sobre boa parte dos indicadores industriais. Já os choques dos preços internacionais de *commodity* não demonstraram impactos prejudiciais sobre a produção, com exceção do Espírito Santo. No entanto, esses choques tiveram efeitos negativos sobre as exportações do Rio de Janeiro e São Paulo. Por fim, vale ressaltar que a taxa de juros exerce efeitos negativos sobre os indicadores industriais em todos os estados da região.

Sousa e Almeida (2021) propuseram investigar os determinantes de curto e longo prazos da produtividade e do PIB industrial a partir das exportações industriais brasileiras entre 2006 e 2018. Os autores elaboraram três versões dos modelos ARDL as quais foram definidas como variáveis dependentes a produtividade, o PIB industrial e as exportações de manufaturados. Por meio dos resultados, foi possível encontrar uma relação de equilíbrio de longo prazo (cointegração) entre as variáveis para os três modelos propostos. Voltando à análise para o PIB industrial, como principal resultado, encontrou-se que a taxa de câmbio e a evolução dos preços dos bens manufaturados, em longo prazo, foram componentes que apresentaram impactos negativos no setor. Dessa forma, quando há uma depreciação cambial de 1%, a indústria responde com queda de 1,13% no PIB industrial. Já nas exportações de manufaturados, os principais fatores em longo prazo foram a taxa de câmbio, a renda mundial e a dinâmica dos preços industriais. Enquanto, no curto prazo,

<sup>1</sup> Para a estimação de modelos de séries temporais multivariados (VAR/VEC), é necessário que as variáveis sejam estacionárias. Em caso contrário, é necessário verificar a ordem de integração das variáveis e a existência de uma possível relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. A ordem de integração de uma variável é definida pela quantidade de vezes que a variável precisa ser diferenciada para se tornar estacionária. Para mais informações, ver Hamilton (1994), Bueno (2012) e Enders (2014).

variáveis como custos tributários, demanda e preços industriais exercem um comportamento significativo na dinâmica do setor.

Portanto, dentre as diversas variáveis que a literatura apresenta como influentes da dinâmica do setor industrial, o presente trabalho utilizará a taxa de juros nominal, a taxa de câmbio real e o preço do petróleo. Nesse caso, serão analisados os efeitos em curto e em longo prazo sobre a dinâmica industrial da Região Nordeste. Para a taxa de juros, espera-se que setores da indústria apresentem um efeito negativo em decorrência do elevado custo do empréstimo e inviabilização do investimento em longo prazo. Já no câmbio, espera-se que os setores apresentem efeitos ambíguos, a depender da especialização do setor e da dinâmica produtiva. Por fim, para o preço do petróleo espera-se que aqueles segmentos intensivos em óleo apresentem uma resposta negativa com o aumento no preço da *commodity*, principalmente por depender do petróleo como insumo no processo produtivo. A seguir, será descrita a base de dados, e, posteriormente, será apresentado o modelo ARDL.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Base de dados

Neste trabalho, os dados encontram-se organizados em periodicidade mensal, no intervalo entre janeiro de 2002 e dezembro de 2019, totalizando 216 observações. A variável referente ao produto industrial foi obtida a partir da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (PIM-PF), disponibilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para tanto, considerou-se o agregado total de cada setor da indústria<sup>2</sup> da Região Nordeste. As séries industriais e macroeconômicas foram dessazonalizadas por meio do software X-13-ARIMA-SEASTS.

Como variáveis macroeconômicas, considerou-se o preço do petróleo bruto, do tipo Brent, em US\$ por barril, obtido junto ao Fundo Monetário Internacional (FMI). Essa variável é importante por se tratar de uma das fontes energéticas mais utilizadas na indústria. Como existem segmentos industriais no Nordeste que são intensivos em óleo, que é o caso de indústrias de derivados de petróleo e biocombustíveis, com forte presença nos estados da Bahia e Pernambuco (CNI, 2019), um preço mais elevado pode sinalizar um encarecimento do insumo e de produtos derivados, podendo afetar toda a cadeia produtiva, mesmo que indiretamente, e assim afetar o nível de produção. Além disso, o preço do petróleo internacional serve como parâmetro de referência para os preços dos combustíveis nacionais, então mesmo que as indústrias nordestinas não sejam totalmente dependentes do insumo importado poderão sofrer o efeito via aumento de preços no mercado nacional.

Para captar o efeito cambial, utilizou-se o índice da taxa de câmbio real efetiva obtida a partir do Banco Central do Brasil (BCB). Essa variável é importante por medir o nível de competitividade da indústria no mercado externo e na composição dos preços internos por indústrias importadoras. Portanto, espera-se que uma taxa de câmbio depreciada tenha uma repercussão positiva para indústrias exportadoras e negativa para segmentos que dependem de insumos importados no processo produtivo.

Como variável de política monetária, adotou-se a taxa Overnight/Selic (*overselic*) obtida junto ao BCB, disponibilizada pelo site do Ipeadata. Essa taxa serve como referência para as formações das demais taxas de juros praticadas no mercado. Dessa forma, espera-se que um aumento na taxa de juros apresente um efeito negativo sobre a atividade industrial, já que encarece o crédito e recai sobre o nível de investimentos, reduzindo o ritmo da produção.

---

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

Tabela 1 – Variáveis utilizadas no estudo

Variável	Sigla	Descrição	Fonte
Indústria extrativa	ieextrat_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (base: média de 2012-2010)	IBGE
Indústria transformação	itransf_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (base: média de 2012-2010)	IBGE
Indústria geral	igeral_ne	Índice de base fixa sem ajuste sazonal (base: média de 2012-2010)	IBGE
Preço do petróleo	petro	Preço do petróleo bruto, Brent datado, FOB Reino Unido (US\$ por barril)	FMI
Taxa de câmbio real efetiva	tc_real	Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA) – Jun/1994=100)	BCB
Taxa de juros nominal	overselic	Taxa de juros Over/ Selic (% a.m.)	BCB

Fonte: Elaborada pelo próprio autor.

A Tabela 1 acima resume as variáveis utilizadas no estudo. Dessa forma, descritas a base de dados e as variáveis utilizadas, a próxima seção concentra-se na apresentação da metodologia econométrica para o setor industrial e na definição do modelo para cada setor específico.

### 3.2 Metodologia econométrica

Para estimar a dinâmica dos setores industriais em resposta as flutuações nas variáveis, empregamos o Modelo Autorregressivo de Defasagem Distribuídas (ARDL), considerando a possibilidade de cointegração, proposto por Pesaran *et al.* (1995) e Pesaran (2001). Os modelos ARDL têm a função de contornar o problema de identificação da cointegração entre variáveis não estacionárias que não possuem a mesma ordem de integração. Podendo ser aplicado a um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração, sejam elas estacionárias em nível  $I(0)$  ou estacionárias em primeira diferença  $I(1)$  (Phillips, 1990; Pesaran *et al.*, 1995; Pesaran, 2001).

Confirmada essa relação, estimam-se os coeficientes de curto e longo prazo dos modelos, e, conseqüentemente, a velocidade de ajustamento ao equilíbrio em longo prazo. Para tanto, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECT), que pode ser especificado a partir da equação (1):

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_{1t} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 X_{t-1} + \sum_{i=0}^n \Phi_{1i} \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^n \Phi_{2i} \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que  $y$  é o setor industrial (extrativo, transformação e geral) e  $\Delta$  representa a primeira diferença,  $\alpha_0$  e  $\alpha_{1t}$  são os termos da constante e tendência,  $X$  são as variáveis independentes (preço do petróleo, taxa de juros e câmbio real), o parâmetro  $\delta_i$ ,  $i = 1, 2, \dots$  são os parâmetros de longo prazo,  $\Phi_i$ ,  $i = 1, 2$  são os parâmetros em curto prazo e  $\varepsilon$  é o termo de erro. Para verificar a relação entre a variável dependente e as variáveis explicativas, Pesaran (2001) propôs a utilização do teste Wald (teste-F) de limites, que permite analisar a significância conjunta das variáveis no longo prazo. Além disso, o teste ajuda a verificar a existência de problemas com endogeneidade e correlação entre as séries.

Para delimitar os coeficientes de cointegração, o teste considera como hipótese nula que as variáveis não são cointegradas, ou seja, não existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. Conjuntamente, os autores propuseram um conjunto de valores críticos ou bandas críticas denominados *Bounds limits*. Como limite inferior, são considerados todos os regressores como  $I(0)$ , e, para os limites superiores, todos são  $I(1)$ . A partir desse ponto, comparamos os valores

críticos estabelecidos por Pesaran (2001) com o valor da estatística  $F$  calculada. Dessa forma, se a estatística  $F$  for menor que o valor crítico, não há cointegração entre as variáveis. Caso contrário, há indícios de cointegração entre os dados. No caso em que a estatística esteja dentro do intervalo das bandas<sup>3</sup>, o teste é considerado inconclusivo, sendo necessária a realização de novos testes para determinar a ordem de integração das variáveis. Na próxima seção, apresentamos os resultados dos testes e a estimação dos modelos.

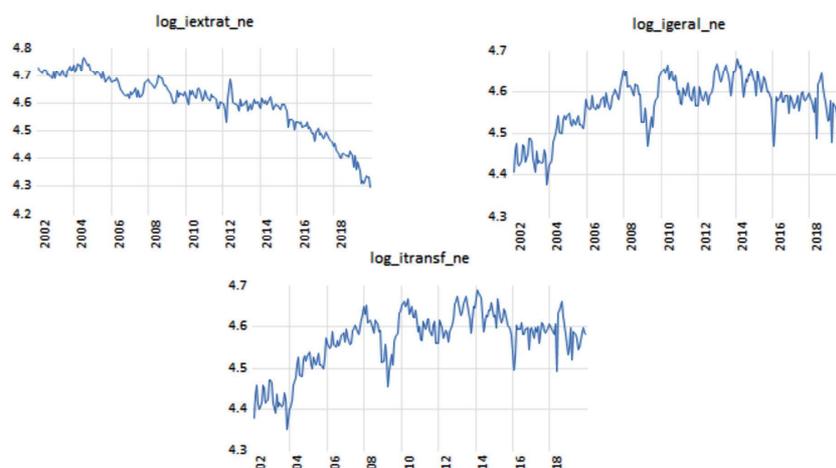
## 4 RESULTADOS

As Figuras 1 e 2 contribuem para a compreensão da dinâmica das variáveis ao longo do período analisado. Ao iniciar pela análise dos setores industriais, observa-se, a partir da Figura 1, que esses apresentam características distintas. O setor industrial extrativo vem apresentando uma trajetória de declínio do produto ao longo de todo o período, algo que pode ser explicado por dois fatores. O primeiro decorre da instabilidade interna a partir do final de 2004 e do aprofundamento da crise financeira em 2008, que afetou diretamente os mercados internacionais. Em segundo lugar, há a mudança na composição industrial da região, que foi observada pelo crescimento na produção de bens não-duráveis e duráveis a partir de 2012 (IBGE, 2019).

Araújo (2019) ressalta que, somada a esses dois episódios, entre os anos de 2014 e 2016, uma crise interna nacional foi deflagrada acabou causando uma desaceleração da atividade econômica, vindo a se intensificar com a crise política institucional. Dessa forma, tais acontecimentos contribuíram para a formação de um ambiente de incertezas, que acabaram sendo refletidos, em parte, nas reversões dos investimentos públicos e privados na região.

Já para os segmentos relacionados aos setores de transformação e geral, apresentaram uma trajetória de crescimento da produção, entre os anos de 2004 e 2008. A partir de 2010, observa-se movimentos de flutuação mais leve na produção, enquanto, no período de 2014 a 2016, surgem sinais de maior volatilidade, possivelmente refletindo os impactos da crise econômica no Brasil. Apesar disso, a indústria de transformação mantém seu destaque na Região Nordeste nas última décadas, impulsionada pela composição industrial da região e pelo crescimento da demanda nacional e internacional por produtos manufaturados.

Figura 1 – Comportamento das séries industriais por setor na região Nordeste, mensal no período 2002.01-2019.12

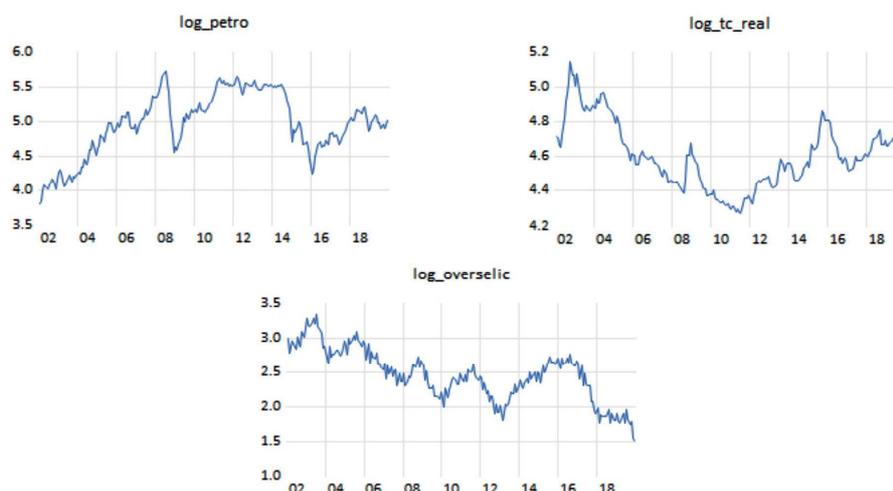


Fonte: IBGE; elaborada pelo próprio autor. Nota: Variáveis em logaritmo natural. Da esquerda para a direita: indústria extrativa, indústria de transformação e indústria geral.

3 Para informações adicionais consultar Pesaran (2001).

Para as séries macroeconômicas, Figura 2, há comportamentos distintos e acentuados em alguns períodos, com destaque para a grande volatilidade do preço do petróleo no mercado internacional. Para o câmbio real, observou-se uma tendência de valorização da taxa de câmbio desde o início de 2002 até o ano de 2011. Já a taxa de juros nominal apresentou um comportamento de redução desde o começo da série até o ano de 2012, movimento que, em parte, esteve relacionado ao ambiente interno favorável, principalmente, com baixas taxas de inflação.

Figura 2 – Comportamento das séries macroeconômicas, mensal no período 2002.01-2019.12



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

Com a descrição sucinta do comportamento das variáveis abordadas no estudo, o próximo passo será investigar se as séries possuem raiz unitária e sua respectiva ordem de integração. Com isso, três testes de raiz unitária foram utilizados: Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips e Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). A Tabela 2, abaixo, apresenta o resumo dos resultados<sup>4</sup> dos testes. Em relação à hipótese nula dos testes, para os testes ADF e PP, a hipótese nula é de raiz unitária. Já para o teste KPSS, a hipótese nula é a de estacionariedade.

Para o teste ADF, que foi especificado com a presença da constante, exceto para a variável *iextrat\_ne*, observou-se a rejeição da hipótese nula apenas para as variáveis *igeral\_ne* e *itransf\_ne*. Já para as demais, confirmou-se a não rejeição da hipótese nula, sendo estas integradas de ordem um  $I(1)$ , pois foi verificado que as séries são estacionárias após a primeira diferença. Já para o teste KPSS, estimado com constante e tendência, observou-se que todas as séries rejeitaram a hipótese nula, o que significa que as variáveis não são estacionárias em nível. O teste PP estimado com constante, exceto para as séries *iextrat\_ne*, *itransf\_ne* e *overselic*, foi especificado com constante e tendência. Foi observada a rejeição da hipótese nula para as variáveis referentes à indústria *igeral\_ne* e *itransf\_ne*, exceto para a *iextrat\_ne*, ao nível de 5%. Já para as demais variáveis macroeconômicas, observa-se a não rejeição da hipótese nula.

Como se observa, existem divergências entre a ordem de integração das variáveis. Uma alternativa utilizada nessa situação seria a estimação do modelo com todas as variáveis em primeira diferença. Contudo, diferenciar todas as séries pode levar à perda de informação sobre os comovimentos dos dados e a possibilidade de cointegração entre as séries. Nesse caso, é indicado utilizar um procedimento que contorne o problema de modelar as séries com diferentes ordens de integração. Dentro desse arcabouço, o método ARDL torna-se o mais indicado, por permitir

4 Como critério de decisão, adotou-se o nível de 5% de significância. Além disso, todos os testes foram realizados com constante e tendência, e, posteriormente, foi verificada a significância da tendência, caso seja significativa, o teste será especificado com tendência. Para consultar as estatísticas dos testes de raiz unitária, verificar, no apêndice, a Tabela 7.

o tratamento com séries de diferentes ordens de integração e possibilitar investigar uma possível relação de cointegração entre as variáveis (Pesaran, 1995).

Tabela 2 – Resumo dos testes de raiz unitária

Variáveis	ADF	KPSS	PP
ieextrat_ne	I (1)	I (1)	I (1)
itransf_ne	I (0)	I (1)	I (0)
igeral_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 com base nos resultados da pesquisa.

O primeiro passo para estimar o modelo é escolher a ordem de defasagem das variáveis. A Tabela 3 apresenta a defasagem escolhida para cada modelo ARDL proposto. Cabe ressaltar que a escolha da defasagem para cada equação foi realizada com, no máximo, duas defasagens para as variáveis dependentes e explicativas de acordo com o Critério de Informação de Akaike (AIC). A única exceção foi o setor extrativo, que exigiu a inclusão de defasagens adicionais na variável dependente devido à presença de autocorrelação nos resíduos e instabilidade nos resultados iniciais. Para avaliar a existência de autocorrelação nos resíduos, foi aplicado o teste LM (*Lagrange Multiplier*). Os resultados obtidos confirmaram a não rejeição da hipótese nula, ao nível de 5% de significância, indicando que os modelos, após o ajuste, não apresentaram problemas de autocorrelação.

Em relação às séries industriais, o produto extrativo apresentou diversos problemas no decorrer da estimação, como problemas de autocorrelação, instabilidade e até inviabilidade do próprio modelo. Dessa forma, a alternativa viável foi modelar os dados relacionados ao setor optando por não aplicar logaritmos as variáveis, já as demais variáveis foram logaritmizadas. Além disso, foi inserida uma *dummy* de impulso na estimação, tanto para o modelo da indústria de transformação quanto para a indústria geral, para servir como controle, principalmente, no final do ano de 2015, período em que houve um declínio da produção. Além disso, a inclusão foi necessária para estabilidade dos modelos conforme os testes de estabilidade CUSUM e CUSUMQ.

Os resultados mostraram que, com exceção das variáveis câmbio real e taxa de juros, no modelo 1, as demais são relevantes para explicar as dinâmicas dos setores industriais na região. Além disso, as variáveis dependentes defasadas mostraram-se significativas, indicando que a própria dinâmica interna, passada, influencia no comportamento do setor. Essa evidência traz implicações que são importantes para o desenvolvimento e/ou fortalecimento de políticas industriais para a região. Uma delas é possibilitar a criação de mecanismos de política industrial de curtíssimo prazo que amortecem possíveis impactos externos sobre o setor.

Em sequência, também foram realizados os testes de estabilidade dos coeficientes dos modelos *Cumulative Sums of Standardized Residuals* (CUSUM) e *Cumulative Sums of Standardized Residuals Squared* (CUSUMSQ). A estabilidade dos parâmetros do modelo é constatada se as somas cumulativas dos resíduos não ultrapassarem as bandas críticas ao intervalo de 5% de confiança.

Tabela 3 – Estimação e defasagem dos modelos ARDL para os setores industriais do Nordeste

Modelo 1 – Setor extrativo		Modelo 2 – Setor de Transformação		Modelo 3 – Setor geral	
Defasagem selecionada (4, 2, 0, 0)		Defasagem selecionada (1, 0, 2, 2, 2)		Defasagem selecionada (1, 0, 2, 2, 2)	
Variáveis	Coefficientes (p-valor)	Variáveis	Coefficientes (p-valor)	Variáveis	Coefficientes (p-valor)
		log(itransf_ne(-1))	0,7286 (0,0000)***	log(ígeral_ne(-1))	0,6972 (0,0000)***
Iextrat_ne(-1)	0,6916 (0,0000)***	log(petro)	0,0154 (0,0773)*	log(petro)	0,0194 (0,0233)**
Iextrat_ne(-2)	-0,0171 (0,8381)	log(tc_real)	-0,1049 (0,0552)**	log(tc_real)	-0,0895 (0,0897)*
Iextrat_ne(-3)	0,1019 (0,2303)	log(tc_real(-1))	0,1968 (0,0212)**	log(tc_real(-1))	0,1726 (0,0358)**
Iextrat_ne(-4)	0,1245 (0,0779)*	log(tc_real(-2))	-0,1176 (0,0314)**	log(tc_real(-2))	-0,1078 (0,0408)**
Petro	-0,0202 (0,0654)*	log(overselic)	0,033 (0,0699)*	log(overselic)	0,0369 (0,0363)**
Petro(-1)	0,0425 (0,0158)***	log(overselic(-1))	-0,0239 (0,1824)	log(overselic(-1))	-0,0212 (0,2209)
Petro(-2)	-0,0175 (0,1032)	log(overselic(-2))	-0,0256 (0,1798)	log(overselic(-2))	-0,0262 (0,1548)
Tc_real	-0,0030 (0,7695)	Dummy	0,016 (0,5476)	Dummy	0,0181 (0,4829)
Overselic	0,0270 (0,5928)	Dummy(-1)	-0,1144 (0,0000)***	Dummy(-1)	-0,1024 (0,0001)***
Constante	10,8272 (0,0340)**	Dummy(-2)	0,1066 (0,0001)***	Dummy(-2)	0,0932 (0,0004)***
Tendência	-0,0178 (0,0081)***	Constante	1,3232 (0,0000)***	Constante	1,4276 (0,0000)***
<b>Teste LM</b>	<b>0,8655</b>	<b>Teste LM</b>	<b>1,8998</b>	<b>Teste LM</b>	<b>1,8605</b>
<b>Auto_Correlação</b>	<b>(0,4856)</b>	<b>Auto_Correlação</b>	<b>(0,1523)</b>	<b>Auto_Correlação</b>	<b>(0,1583)</b>

Fonte: Elaboração própria. Níveis de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*).

Nota: 1) A dummy dos modelos 2 e 3 serviram como variável de controle para estabilidade da estimação. 2) Teste LM - H0: ausência de autocorrelação serial; 3) Para o setor extrativo, não foi possível estimar as variáveis em logaritmo natural em decorrência de problemas com autocorrelação.

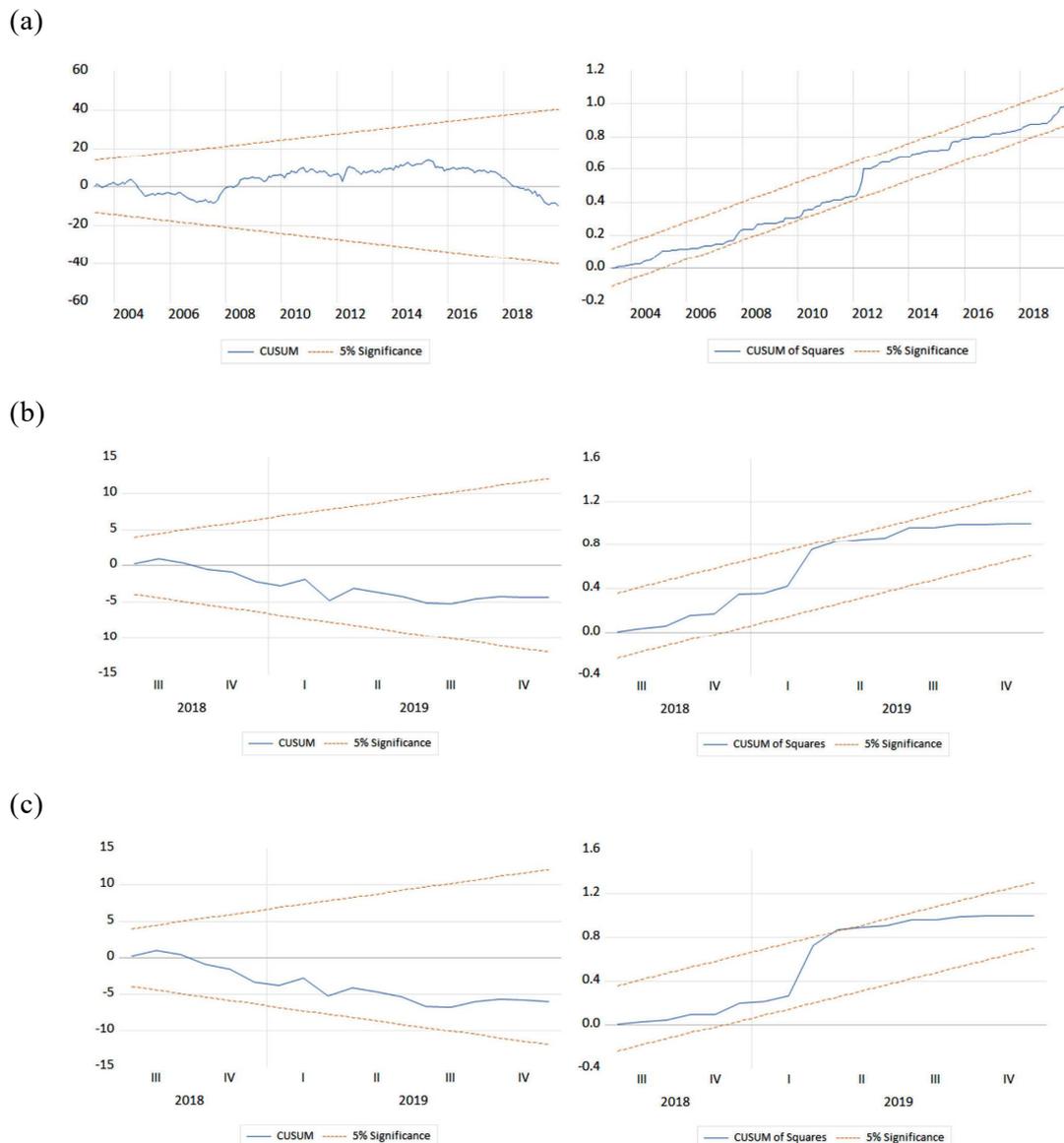
De posse dessas informações, na Figura 3, é possível verificar que os valores calculados de todos os modelos estimados se encontram dentro das bandas críticas, tanto para o teste CUSUM como CUSUMSQ, indicando assim estabilidade da estimação dos três modelos propostos.

Após constatar que os modelos não apresentavam problemas de autocorrelação e não eram instáveis, o passo seguinte consistiu na realização dos testes de cointegração entre as variáveis. Para esse estudo, foi aplicado o Teste de Fronteira (*Bounds Testing*) de Pesaran (2001). Tal teste permite investigar a cointegração em um conjunto de variáveis que possuam diferentes ordens de integração, diferentemente do teste de Johansen (1988), que permite apenas testar a cointegração em variáveis integradas de mesma ordem<sup>5</sup>.

O teste de fronteira (*Bounds Testing*) tem como hipótese nula a ausência de uma relação de longo prazo entre as variáveis e é amplamente utilizado para verificar a existência de cointegração em modelos ARDL, mesmo quando as variáveis possuem ordens de integração diferentes,  $I(0)$  ou  $I(1)$ . Os parâmetros de limites do teste são definidos com base na ordem de integração das variáveis: para o limite inferior são considerados todos os regressores como  $I(0)$ , enquanto o limite superior considera todos como  $I(1)$ .

5 Para mais esclarecimentos ver Johansen (1988) e Pesaran (2001).

Figura 3 – Teste de estabilidade CUSUM e CUSUMSQ para os setores industriais



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Nota: (a) Modelo 1, (b) Modelo 2 e (c) Modelo 3.

A Tabela 4 apresenta os resultados do teste de cointegração entre as séries, como se pode observar, rejeita-se a hipótese nula, ao nível de 5% de significância, para os modelos estimados, exceto o modelo 1 (setor extrativo) que não se mostrou cointegrado. Para as demais estimações, como o valor da estatística  $F$  calculado foi maior que os limites propostos por Pesaran (2001) e Pesaran *et al.* (1995), foi evidenciado que existe uma relação de cointegração entre as variáveis do sistema e os dois setores industriais da região.

Essa informação mostra que as variáveis macroeconômicas têm, em longo prazo, um papel importante na determinação e dinâmica do produto industrial na região. O próximo passo é obter os coeficientes de longo prazo para cada setor industrial e, assim, analisar os impactos na variável dependente, conforme exposto na Tabela 5. De acordo com os resultados, os coeficientes das variáveis preço do petróleo e taxa de juros são estatisticamente significantes. É interessante ressaltar que em nenhum modelo taxa de câmbio foi significativa, o que indica que não há efeitos do câmbio sobre os setores, pelo menos, no longo prazo.

Tabela 4 – Teste de Cointegração ARDL - Teste dos Limites (Bounds)

Modelos	F-statistic	Valores Críticos				Cointegração no LP?
		I (0) Bound		I (1) Bound		
		1%	5%	1%	5%	
1	1,6913	5,620	4,203	6,908	5,320	Não
2	6,8929	3,602	2,688	4,787	3,698	Sim
3	7,7357	3,602	2,688	4,787	3,698	Sim

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa. Nota - H0: Não há relação de equilíbrio de longo prazo.

As evidências mostraram que movimentos no preço do petróleo impactam positivamente o setor da indústria geral da região. Como foi apresentado na literatura, os efeitos do preço do petróleo sobre a atividade industrial são adversos e heterogêneos, a depender do segmento industrial. Por exemplo, segmentos intensivos em óleo podem apresentar efeitos mais significativos que outras atividades, pelo fato de não haver substitutos próximos e necessitarem diretamente do insumo em seu processo produtivo.

Portanto, encontrou-se que, variações positivas de 1% no preço do petróleo causam um aumento de 0,06% no produto da indústria geral da região. Essa evidência é contrária ao esperado pela maioria dos trabalhos, visto que com o aumento do preço da *commodity* é de se esperar que ocorra uma redução na oferta dos manufaturados em longo prazo, decorrente do aumento do custo no processo produtivo, principalmente naqueles segmentos industriais intensivos em óleo e que o utilizam como insumo. Entretanto, o resultado do presente trabalho confirma os achados de Scholtens (2012). Estes mostram que os setores intensivos em óleo tendem a se beneficiar com um preço mais alto do produto no mercado externo.

Tabela 5 – Coeficientes em longo prazo dos modelos ARDL.

Setor de transformação		Setor geral	
	Coefic. (p-valor)		Coefic. (p-valor)
log(petro)	0,0569 (0,0624)*	log(petro)	0,0641 (0,0155)***
log(tc_real)	-0,0950 (0,1449)	log(tc_real)	-0,0814 (0,1475)
log(overselic)	-0,0611 (0,0106)***	log(overselic)	-0,0347 (0,0910)*
Dummy	0,0308 (0,8623)	Dummy	0,0298 (0,8467)
Constante	4,877 (0,000)***	Constante	4,7151 (0,000)***

Fonte: Elaboração própria. Níveis de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*).

Nota: As *dummies* dos modelos 2 e 3 serviram como variável de controle devido às flutuações abruptas nas variáveis.

No caso da taxa de juros, os impactos sobre os setores industriais de transformação e geral, modelos 2 e 3, respectivamente, apresentaram um efeito negativo sobre o produto industrial em longo prazo, com efeito superior no setor de transformação, em torno de -0,06% para o modelo 2. Para o setor da indústria geral (modelo 3), observou-se um efeito de -0,03%. Dessa forma, os resultados podem ser explicados pela quantidade de empresas de pequeno/médio porte que dependem do capital de giro<sup>6</sup>, o capital bancário, para movimentar suas atividades na região<sup>7</sup>.

6 O período de 2011 a 2019 foram contratados, através do Fundo Constitucional do Nordeste (FNE), em média, R\$ 115 milhões pelas pequenas e médias empresas da Região. Além disso, para o ano de 2019 as pequenas e médias empresas industriais, juntas, representaram, aproximadamente, 77,4% do total de estabelecimentos na Região (CNI 2019; BNB 2020).

7 Considerando a faixa de pessoal ocupado, no ano de 2019, as pequenas e médias empresas juntas contribuem com um pouco mais de 20%

Para Santos (2012), empresas de pequeno porte tendem a depender mais do capital bancário do que a grande empresa, tanto para o capital de giro como para a realização de novos investimentos. No curto prazo, com o aumento da taxa de juros as empresas tendem a sofrer com restrições de liquidez e acabam por ter que recorrer a outros meios de financiamentos para suprir suas despesas correntes, como: cartão de crédito, cheque pré-datado, fornecedores etc. Já no longo prazo, o efeito da taxa de juros alta pode estar afetando os níveis de investimentos via canal do crédito bancário. Como a taxa Selic é tomada como referência para formação das demais taxas bancárias, isso significa que quando a Selic aumenta, há um aumento, também, das demais taxas utilizadas nas operações de crédito, causando uma elevação no custo. E com o custo mais alto, os tomadores de créditos tendem a ter mais cautela, resultando em uma redução no investimento, comprometendo o ritmo da atividade industrial no longo prazo.

Dessa maneira, possivelmente as empresas estão sendo afetadas pelo canal do crédito bancário, fato também observado nos estudos de Kogid *et al.* (2011) ao encontrarem uma relação entre indústrias e empréstimos financeiros, no longo prazo.

Além disso, no custo do empréstimo, os bancos tomam como referência a taxa de juros da economia (Selic) na formação dos seus *spreads*. Um aumento na taxa de juros, pode causar uma elevação do *spread* dos bancos, o que tornaria o custo do empréstimo maior, dificultando assim a tomada de empréstimos por novos contratantes e, conseqüentemente, inviabilizando o capital para as pequenas/médias empresas. Pelos mecanismos de transmissão, a elevação da taxa de juros, no curto prazo, afetaria a formação das demais taxas do mercado, trazendo consigo um efeito em cascata, que seria diluído ao longo do canal de transmissão. Uma ação direta desse mecanismo seria pelo canal do crédito bancário, sugerido anteriormente, em que a taxa de juros iria afetar diretamente o custo do crédito bancário, impactando o nível de investimentos e redução do ritmo de produção da indústria no longo prazo, como evidenciado por Carneiro *et al.* (2006) e Marçal e Pereira (2007).

A Tabela 6 apresenta os resultados da estimação da dinâmica de curto prazo dos modelos ARDL, bem como a velocidade de ajustamento através do Termo de Correção de Erro<sup>8</sup> (ECT). A velocidade de ajustamento de cada modelo será maior/menor se as relações de equilíbrio entre as variáveis retornarem ao nível de equilíbrio de longo prazo mais rápido/devagar.

Verifica-se que, diferentemente da análise de longo prazo, no curto prazo, o câmbio real passou a ser relevante para explicar a dinâmica dos setores, principalmente da indústria de transformação e geral. Isso indica que movimentos no câmbio real produzem efeitos negativos com elasticidade em torno de (-0,10%) para o setor de transformação e (-0,08%) para a indústria geral. Evidenciando que depreciações na taxa de câmbio são acompanhadas por quedas na produção industrial, resultados também encontrados por Verissimo (2019), Sousa e Almeida (2021) e Orhunbilge e Tas (2014), porém, com maior intensidade.

---

do valor bruto da produção industrial, que em termos monetários, representa cerca de R\$ 60 milhões. Em se tratando de faturamento, representavam 18,7% das receitas líquidas total do setor industrial. No entanto, a maior parte ainda se concentra em estabelecimentos de grande porte (IBGE, 2019).

8 No modelo ARDL, o Termo de Correção de Erro (ECT) indica a velocidade com que a variável dependente retorna ao equilíbrio de longo prazo após um choque. Para mais detalhes ver Enders (2014).

Tabela 6 – Coeficientes em curto prazo dos modelos ARDL para os setores industriais.

Setor de transformação		Setor geral	
	Coef. (p-valor)		Coef. (p-valor)
Dlog(tc_real)	-0,1049 (0,0471)**	Dlog(tc_real)	-0,0895 (0,0788)*
Dlog(tc_real(-1))	0,1176 (0,0264)**	Dlog(tc_real(-1))	0,1078 (0,0348)**
Dlog(overselic)	0,033 (0,0637)*	Dlog(overselic)	0,0369 (0,0322)**
Dlog(overselic(-1))	0,0256 (0,1553)	Dlog(overselic(-1))	0,0262 (0,1308)
ECT	-0,2713 (0,0000)***	ECT	-0,3027 (0,0000)***

Fonte: Elaboração própria. Níveis de significância: 10% (\*), 5% (\*\*) e 1% (\*\*\*).

A taxa de câmbio pode agir tanto pela via das exportações como pelas importações. Nesse caso, observa-se uma reação negativa do produto nos dois setores industriais, com destaque para o setor de transformação. O impacto pode ocorrer em virtude da elevação do custo do insumo importado<sup>9</sup>. Além disso, para Freire e Barroso (2018), boa parte das matérias-primas utilizadas na indústria do Nordeste é oriunda do setor externo, o que explica, em parte, esse movimento.

Dessa forma, os resultados para a taxa de câmbio alinham-se às expectativas da literatura, evidenciando um efeito negativo sobre o produto. Esse impacto, contudo, revelou-se mais significativo no curto do que no longo prazo, indicando o efeito rápido do câmbio sobre o custo dos insumos importados.

Em relação à taxa de juros, observou-se que apenas o setor da indústria geral apresentou efeitos positivos e significativos. Possivelmente esse comportamento esteja atrelado ao fato de que, no curto prazo, a adequabilidade dos agentes é maior, já que dependem do crédito para conseguir gerir seus negócios, então esse movimento provavelmente seja responsável por essa resposta positiva.

No entanto, não se 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. Isso sugere que, no curto prazo, as expectativas dos agentes econômicos podem estar ajustando-se gradualmente ao aumento dos juros, enquanto a rigidez dos contratos nesse horizonte temporal limita uma resposta imediata às mudanças nas taxas. Essas características ajudam a explicar o comportamento observado, onde os efeitos do aumento dos juros sobre o crédito se tornam mais pronunciados apenas no longo prazo, à medida que os contratos são renegociados e as decisões de crédito passam a refletir plenamente o novo patamar das taxas de juros. Portanto, conclui-se que os movimentos dos juros são importantes para explicar o comportamento do setor, indo ao encontro dos estudos de Kogid *et al.* (2011), Cavalcanti (2013) e Samate (2019).

Já em relação aos termos ECT, verifica-se que todos os parâmetros foram negativos e significativos para os modelos propostos. No setor de transformação, o processo de ajustamento é um pouco mais rápido, embora ainda baixo, cerca de 27% dos choques são corrigidos mensalmente. O setor da indústria geral apresentou um valor de correção superior aos demais setores, cerca de 30%. Isso significa que, embora, em longo prazo, os efeitos das variáveis sobre o setor sejam considerados superiores, a correção dos desequilíbrios ocorre bem mais rápido quando comparada ao setor de transformação.

<sup>9</sup> Um estudo realizado pelo Banco Central, em 2019, sobre a penetração de importados e coeficiente de exportação na indústria de transformação, confirmou que a taxa de câmbio foi um dos principais fatores que contribuíram para o aumento do coeficiente de importação pela indústria de transformação no Brasil entre os anos de 2002 e 2018. Isso reforça os resultados negativos encontrados, em curto prazo, para os setores da indústria (BC, 2019).

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou investigar os determinantes das flutuações de curto e longo prazo da produção industrial agregada por setor da região Nordeste. Para isso, fez-se uso da modelagem com Modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), aplicados a um conjunto de dados mensais entre janeiro de 2002 e dezembro de 2019.

Os resultados mostraram que as variáveis são importantes para a determinação da dinâmica da produção industrial na Região Nordeste, considerando tanto o curto quanto o longo prazo. Além disso, foi encontrada uma relação de cointegração entre os setores industriais e as variáveis macroeconômicas, com exceção do setor extrativo.

Destaca-se, em especial, o impacto de longo prazo que essas variáveis podem exercer sobre o comportamento dos setores, como no caso da taxa de juros, que tende a desestimular pequenas e médias empresas ao dificultar a concessão de novos empréstimos. No curto prazo, o efeito negativo do câmbio merece atenção, afetando especialmente o setor de transformação.

Com base nesses apanhados e com o intuito de auxiliar na redução dos possíveis impactos negativos que as variáveis têm sobre a dinâmica do setor industrial nordestino, é de suma importância que sejam discutidas formas de minimizar os impactos das variações da taxa de juros sobre a formação dos *spreads* bancários, com um *spread* bancário fixo para apoio às atividades industriais que necessitam do capital bancário. Já para a taxa de câmbio, buscar a manutenção de uma taxa de câmbio competitiva para os segmentos industriais exportadores/importadores, com a finalidade de dar maior competitividade e suporte à indústria regional. Além disso, propor estímulos à produção de insumos base dentro da própria região como forma de reduzir os impactos do câmbio sobre os insumos industriais importados.

Para a continuidade do presente estudo, deve-se dar uma atenção especial a outras variáveis que possam impactar a indústria, em longo prazo. Por isso, a necessidade de investigar uma possível hipótese de histerese do câmbio e da taxa de juros sobre a atividade industrial em nível regional. Além de incluir uma variável relacionada a expectativas dos agentes, é de extrema importância para capturar melhor esse efeito de curto e longo prazo na atividade. Outra forma de enriquecer ainda mais esse debate seria investigar até que ponto o FNE está amortecendo essa taxa de juros e sendo eficiente. E, por parte das empresas, entender se quando buscam capital de giro isolado, o FNE tem sido eficiente, ou o acesso tem ocorrido via outras fontes, inclusive bancos privados. Essas são algumas provocações que poderão ajudar a elucidar os mecanismos de atuação e propagação dos choques macroeconômicos sobre a indústria nordestina, auxiliando na construção de um setor mais dinâmico e competitivo.

## REFERÊNCIAS

ARAUJO, B. J. et al. Lentes e Perspectivas do Nordeste: Da interiorização do desenvolvimento à crise. In: ENAPUR. XVIII ENAPUR, 2019, Natal. **Anais...** 2019. p. 1-29. Disponível em: <http://anpur.org.br/xviii-enapur/anais-admin/capapdf.php?reqid=949>.

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.

BNB – BANCO DO NORDESTE DO BRASIL. **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>. Acesso em: 10 jun. 2020.

BCB - BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Economia e Finanças**. Séries Temporais. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/Seriestemporais>. Acesso em: 06 nov. 2019.

\_\_\_\_\_. **Penetração de importados e coeficiente de exportação da indústria de transformação**. Estudos Especiais do Banco Central. 2019.

BUENO, R. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CASAS, C. Industry heterogeneity and exchange rate pass-through. **Journal of International Money and Finance**, v. 106, p. 1-20, 2020. ISSN 0261-5606.

CAVALCANTI, M. A. F. H. **Uma análise Econométrica da evolução da Indústria de Transformação Brasileira no período 2002-2012**. Carta Conjuntura (IPEA), mar. 2013.

CARNEIRO, D. D.; SALLES, F. M.; WU, T. Y. H. Juros, Câmbio e as imperfeições do Canal do Crédito. **Economia Aplicada**, v. 10, p. 7-23, mar. 2006.

CLEMENTS, B. J.; ROSSI, J. Ligações interindustriais e setores-chaves na economia brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.22, n. 1, p. 101-124, abr. 1992.

CNI - CONFEDERAÇÃO NACIONAL DA INDÚSTRIA. **Estatísticas Industriais**, 2019. Disponível em: <https://perfildaindustria.portaldaindustria.com.br/estatisticas>. Acesso em: 18 nov. 2019.

CORREA, A. L. Taxa de Câmbio e preços de exportação no Brasil: avaliação empírica dos coeficientes de pass-through setoriais. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 21, n. 1, p. 61-91, abr. 2012. 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.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Wiley, 4. ed, 2014.

FREIRE, R. L. L.; BARROSO, C. L. Evolução e perfil da balança Comercial do Nordeste. In: **Informe ETENE, Banco do Nordeste (BNB)**, n. 4, dez. 2018. Disponível em: <https://www.bnb.br/documentos/80223/1103955/INFORMEETENEBalangaComercial.pdf/5d3321e11e1c54f3-1790-b9867abb9573>. Acesso em: 02 mar. 2020.

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 Research**, Cambridge USA, mar. 2010.

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. Brasília: IICA, 2014.

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.

HAMILTON, D. J. **Time Series Analysis**. Princeton Univers. Press, 1994.

HABIBI, A. Non-linear impact of exchange rate changes on US industrial production. **Journal of Economic Structures**, v. 8, n. 40, nov. 2019.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Industrial Anual - Empresas**. 2019. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/industria.html>. Acesso em: 10 nov. 2019.

\_\_\_\_\_. **Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física Regional (PIM-PF/RG)**, 2019. Disponível em: <http://sidra.ibge.gov.br/home/pim-pf-regional>. Acesso em: 10 nov. 2019.

IMF - INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Data and statistics**. IMF primary commodity prices. Disponível em: <http://data.imf.org/en/Research/commodity-prices>. Acesso em: 20 nov. 2019.

IPEADATA - INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA. **Dados macroeconômicos**, 2019. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. Acesso em: 21 nov. 2019.

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.

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.; 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.

KOGID, M.; MANDUR, K.; MULOK, D.; SIDIN, J. Relationship between financing facilities and small and medium industries: empirical evidence from ARDL bound testing approach. **Economics Bulletin**, v. 31, n. 1, p. 122-333, 2011.

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. 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.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. **A estrutura de termo das taxas de juros no Brasil: Testando a hipótese de expectativas**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), 2007.

MISHKIN, S. F. The channels of monetary transmission: lesson for monetary policy. **NBER working paper series**. 1996.

ORHUNBİLGE, N. A.; TAŞ, NIHAT. Manufacturing Output in Romania: an ARDL Approach. **Mediterranean Journal of Social Sciences**, v. 5, n° 22, set. 2014. ISSN 2039-2117.

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, M. H.; SHIN, Y. et al. **An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis**. Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1995.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y.; SMITH, R. J. **Bounds testing approaches to the analysis of level relationships**. Wiley, v. 16, n. 3, p. 289-326, 2001.

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. **Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes**. Oxford University Press (OUP), v. 57, n. 1, p. 99, jan., 1990.

- 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.
- SEBRAE – SERVIÇO BRASILEIRO DE APOIO ÀS MICRO E PEQUENAS EMPRESAS. **Data Sebrae painéis**. 2019. Disponível em: <https://datasebraeindicadores.sebrae.com.br/resources/sites/data-Sebrae/data-Sebrae.html#/Empresas> Acesso em: 20 dez. 2019.
- SOUSA, R. M.; ALMEIDA, K. P. Obstáculos internos e externos ao crescimento e desempenho da indústria brasileira – uma análise a partir de modelos de cointegração ARDL para o período de 2006 a 2018. **Revista de Economia Mackenzie**, v. 18, n. 1, p. 115-142, 2021. ISSN 1808-2785.
- TAYLOR, J. B. The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 11-26, dez. 1995.
- 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.
- VERISSIMO, P. M. Indicadores Industriais dos Estados do Sudeste Brasileiro: Uma Análise sobre Desindustrialização a partir de Modelos ARDL. In: **III ENEI – ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA INDUSTRIAL E INOVAÇÃO**. Uberlândia - Minas Gerais, 2019.
- 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.

**APÊNDICE - TABELA 7 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA PARA AS SÉRIES TEMPORAIS**

ADF				
H0: Raiz unitária				
Variável	em nível	rejeita H0	1º diferença	rejeita H0
iextrat_ne	-3,380	Não	-12,103	Sim
itransf_ne	-3,047	Sim	-18,742	Sim
igeral_ne	-3,139	Sim	-14,051	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).

KPSS				
H0: Estacionariedade				
Variável	em nível	rejeita H0	1º diferença	rejeita H0
iextrat_ne	0,2718	Sim	0,135	Não
itransf_ne	0,352	Sim	0,036	Não
igeral_ne	0,36	Sim	0,033	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).

PP				
H0: Raiz unitária				
Variável	em nível	rejeita H0	1º diferença	rejeita H0
iextrat_ne	-2,700	Não	-25,864	Sim
itransf_ne	-4,013	Sim	-22,453	Sim
igeral_ne	-4,007	Sim	-21,707	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).

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.