

PERFIL INDUSTRIAL BRASILEIRO E A HIPÓTESE DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO

BRAZILIAN INDUSTRIAL PROFILE AND
THE DEINDUSTRIALIZATION HYPOTHESIS

Daniel Arruda Coronel, Leonardo Sangoi Copetti

Recebido em: 24/12/2020
Aceito em: 20/01/2021

emaildoautor@gmail.com

Resumo: Este trabalho tem como objetivo analisar o perfil industrial brasileiro, visando responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização na economia brasileira? Nesse sentido, foram ajustados dois modelos Vetorial de Correção de Erro (VEC), com as seguintes variáveis dependentes: produção física industrial da indústria de transformação (alta intensidade, média-alta, média-baixa e baixa intensidade) brasileira e produção física industrial da indústria extrativa. As variáveis independentes foram taxa de câmbio real efetiva; índice de preços das commodities; e coeficiente do grau de abertura comercial. Os resultados indicaram uma redução expressiva da participação da indústria de transformação no PIB brasileiro. Em relação às exportações dos produtos não industriais, verificou-se um maior aumento em relação aos produtos por intensidade tecnológica. Já sobre as importações dos produtos não industriais, constatou-se uma queda e um aumento dos produtos por intensidade tecnológica. Quanto à estimação do VEC, os resultados indicaram que a desvalorização cambial estimula as exportações e que a abertura comercial foi extremamente prejudicial. Por fim, conclui-se que há fortes evidências do processo de desindustrialização brasileira.

Palavras-chave: Indústria de Transformação. Taxa de Câmbio. Vetor de Correção de Erros.

Abstract: The present research purpose is to analyze the Brazilian industrial profile, aiming to answer the following question: is a deindustrialization process taking place in the Brazilian economy? In this sense, two Error Vector Correction (EVC) models were adjusted, with the following dependent variables: industrial physical production in the Brazilian manufacturing industry (high intensity, medium-high, medium-low, and low intensity) and the industrial physical production in the extractive industry. The independent variables were the effective real exchange rate; commodity price index; and coefficient of the degree of commercial openness. The results indicated a significant reduction in the participation of the manufacturing industry in the Brazilian GDP. Regarding exports of non-industrial products, there was a greater increase than products due to technological intensity. In contrast, the imports of non-industrial products presented a fall and an increase in products due to technological intensity. Considering the estimation of the EVC, the results indicated that the exchange rate devaluation stimulates exports, that the opening of trade was extremely harmful. Finally, can be concluded that there is a strong evidence of the Brazilian deindustrialization process.

Keywords: Transformation Industry; Exchange rate; Error Correction Vector.

1. INTRODUÇÃO

O setor industrial é o motor do crescimento econômico, conforme Kaldor (1966); contudo, a indústria de transformação brasileira vem perdendo participação no Produto Interno Bruto (PIB) conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2019), visto que sua participação, que chegou a perfazer 30% do PIB na década de 1980, passou para 13,3% em 2012 e, caso continue nesse ritmo, a projeção para 2029 é de menos de 10%.

Essa forte queda acendeu o debate de que a economia brasileira está passando por um processo de desindustrialização. Entre os que defendem a tese da desindustrialização, estão economistas como Cano (2012), Marconi (2015), Pochmann (2016), Bresser-Pereira (NASSA; 2011; 2019) e Coronel (2019, 2020).

Contudo, existem vários economistas como Barros e Pereira (2008), Jank et al. (2008) e Bonelli e Pessoa (2010), que não compactuam desta visão, mas acreditam que o setor industrial brasileiro tem que superar desafios relacionados aos altos custos de transação, infraestrutura inadequada, problemas de logística, baixas taxas de investimento, elevada carga tributária, bem como instabilidade macroeconômica, o que tem feito com que a indústria venha perdendo competitividade.

Dada a importância do tema, vários trabalhos vêm sendo feitos visando analisar questões relacionadas à competitividade e à existência de um processo de desindustrialização na economia brasileira. Sonaglio et al. (2010) analisaram as evidências de um processo de desindustrialização na economia por meio de dados em painel, e os resultados indicaram um possível processo de reprimarização da pauta de exportações brasileiras, o qual pode ser evidenciado pela redução das exportações dos bens de alta intensidade tecnológica e aumento de bens não industriais.

Cano (2012) analisou a relação entre o processo de desindustrialização e a política macroeconômica mediante uma ampla revisão de literatura, e os resultados indicaram que esse processo tem se acentuado devido à ausência de políticas industriais, bem como de políticas macroeconômicas de cunho desenvolvimentista.

Pereira e Cario (2017) sistematizaram o tratamento analítico sobre os estudos e pesquisas de desindustrialização através de uma revisão de literatura, e os resultados indicaram a existência de quatro escolas de pensamento: UNICAMP, FGV-SP, PUC-RJ e UFRGS.

Nesse sentido, seguindo esta temática, este trabalho tem como problema de pesquisa responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização na economia brasileira? Objetivamente, visa-se verificar os prenúncios de desindustrialização na economia brasileira.

A partir das respostas a essas questões, será possível formular estratégias e ações para aumentar a competitividade do setor, bem como políticas industriais que efetivamente sejam eficazes para uma reconfiguração industrial, não apenas meras reduções e isenções tarifárias.

Ainda nesta perspectiva, de acordo com o IBGE (2019), entre 2007 e 2018, a participação da indústria da transformação brasileira em relação ao PIB reduziu 5,17%, sendo que, em 2007, a produção industrial era de 16,60%, e, em 2018, de 11,43%.

O presente trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção dois apresenta a revisão de literatura, em que se explicita o conceito, as causas e as soluções para o processo de desindustrialização. Posteriormente, faz-se análise do perfil industrial brasileiro. Na seção seguinte, apresentam-se os procedimentos metodológicos utilizados na pesquisa. Na seção quatro, analisam-se os resultados da estimação dos modelos e, por fim, são apresentadas as conclusões do trabalho, destacando-se as limitações da pesquisa e as perspectivas para trabalhos futuros.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 DESINDUSTRIALIZAÇÃO: CAUSAS E CONSEQUÊNCIAS

O crescimento econômico pode ser mais bem esboçado e analisado através das seguintes relações: a) existência de uma relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado, ou seja, quanto maior for a taxa de crescimento do setor industrial, maior será a do produto nacional; b) uma correlação positiva entre o crescimento do produto industrial e da produtividade industrial; nesse sentido, constata-se uma relação de causalidade, pois, quanto maior for

a taxa de crescimento da indústria, maior será a taxa de crescimento da produtividade; c) a longo prazo, o crescimento da economia não seria restrito pela oferta, mas pela sua demanda; nesse contexto, a restrição de demanda ao crescimento do produto em uma economia aberta seria o balanço de pagamentos (KALDOR, 1957; 1978).

Ainda nessa perspectiva, o setor industrial seria como um indutor do crescimento econômico, visto que este gera encadeamentos produtivos, economias de escala e externalidades para outros setores. Esse transbordamento das atividades industriais para os demais setores está relacionado à absorção de produtos e *commodities* produzidos nos setores agrícola e de mineração, além da contratação de diversos tipos de serviços (KALDOR, 1966).

Para autores como Szirmai (2012), Acemoglu e Robinson (2012), Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016) e Reinert (2016), todos os países que se desenvolveram tiveram seu modelo de crescimento puxado pelo setor industrial, visto que a produtividade nesse setor é maior do que na agricultura; o setor industrial oferece mais oportunidades de economias de escala que o setor agrícola, e os efeitos de encadeamento e transbordamento são maiores do que na agricultura.

A economia brasileira iniciou tardiamente o seu processo de industrialização, o qual teve um novo impulso a partir do Governo Vargas, na década de 1930, quando tem início o Processo de Substituição de Importações (PSI), que vai até o final da década de 1980 e que adotou as seguintes medidas: desvalorização cambial; taxas múltiplas de câmbio; crédito e subsídios; elevadas tarifas de importação e forte participação do Estado, através de infraestrutura, logística e do arcabouço legal e institucional (CORONEL; AZEVEDO; CAMPOS, 2014).

Da década de 1990 até meados de 2000, foram poucas as ações para fomentar a competitividade do setor industrial, visto que o foco, no Brasil e demais países latino-americanos, era o controle das taxas de inflação e a busca pela estabilidade macroeconômica (PERES, 2006).

Ainda nessa perspectiva, a perda de competitividade do setor industrial brasileiro, ao longo dos anos 2000, começou a levantar debates e discussões sobre se a economia brasileira estava passando por um processo de desindustrialização, o qual pode ser entendido como a redução persistente da participação do emprego industrial relativamente ao emprego total, bem como queda da participação do setor industrial no PIB (ROWTHORN; RAMASWAMY, 1999; OREIRO; FEIJO, 2010; BRESSER-PEREIRA, 2011, 2019).

De acordo com Bresser-Pereira (2011), os países desenvolvidos, a partir de certo nível de renda *per capita*, começam a se desindustrializar devido à concorrência de países em que a mão de obra é mais barata. Como consequência, esses países deixam de produzir bens industriais, especialmente de baixa tecnologia, transferindo sua mão de obra para setores de serviços com maior intensidade tecnológica e níveis de renda e de valor adicionado *per capita* mais alto, portanto, com salários médios mais altos. Quando esse processo ocorre desta forma, a desindustrialização não é prejudicial. No entanto, em países como o Brasil, que têm uma renda *per capita* baixa, esse processo de transformação estrutural é prematuro.

Para Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016), quando um país passa por um processo de desindustrialização, algumas medidas devem ser adotadas, tais como desvalorização cambial, política industrial ativa, maiores investimentos em infraestrutura e sofisticação produtiva, ou seja, uma maior diversificação da produção com ênfase em setores de média e alta intensidade tecnológica.

Os principais efeitos do processo de desindustrialização em países em desenvolvimento como o Brasil são a) queda na renda dos trabalhadores; b) especialização regressiva, com retorno às vantagens comparativas baseadas em recursos naturais (Teoria das Vantagens Comparativas); c) tendência a desequilíbrios externos; d) quedas nas taxas de investimento; e) queda no Produto Interno Bruto (PIB); f) aumento da importação de produtos industriais, sendo que as causas para tal processo estão relacionadas à sobrevalorização cambial, à abertura econômica, às altas taxas de juros, à infraestrutura inadequada e ao alto custo Brasil (CANO; 2012, 2014; BENJAMIM, 2015).

Uma das formas de combater o processo de desindustrialização é por meio de políticas industriais, cujos principais instrumentos são a isenção tributária, a oferta de juros subsidiados, a discricionariedade da estrutura de tarifas de importação, a redução do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) e do Imposto sobre Circulação de Mercadorias (ICMS) e medidas visando melhorar a infraestrutura e a redução de custos sistêmicos ou custos de transação (KUPFER, 2003; PACK; SAGGI, 2006; CORONEL, AZEVEDO, CAMPOS, 2014).

Desde 2000, três políticas industriais foram utilizadas para fomentar a competitividade do setor industrial brasileiro: a Política Industrial, Tecnológica e de Comércio Exterior (PITCE), que deixou como legado apenas a criação de marcos regulatórios, como a Lei da Inovação e da Biossegurança; a Política de Desenvolvimento Produtivo (PDP), que tinha como foco os setores de média-alta e alta intensidade tecnológica e se mostrou totalmente ineficiente para esses setores; por fim, a Política Brasil Maior, também com foco nos setores de alta intensidade tecnológica, mas que não atingiu boa parte de suas metas e ainda teve forte relação com a crise macroeconômica iniciada em 2014 (SOARES, CORONEL, MARION FILHO, 2013; CORONEL, AZEVEDO, CAMPOS, 2014; NASSIF, 2019; STUMM, NUNES, PERISSINOTTO, 2019).

2.2 Perfil industrial brasileiro

Na Tabela 1¹, encontra-se a composição da produção física industrial do Brasil por setor de atividade econômica, de 2007 a 2018.

Tabela 1- Composição da produção física industrial do Brasil por setor da atividade econômica (2007-2018)

Período	Agropecuária		Indústria						Serviços		PIB (Em bilhões de R\$)
			Indústria extrativa		Indústria da transformação		Total				
	Em bilhões de R\$	%	Em bilhões de R\$	%	Em bilhões de R\$	%	Em bilhões de R\$	%	Em bilhões de R\$	%	
2007	120,158	5,18	68,59	2,96	385,03	16,60	629,07	27,12	1.570,310	67,70	2.319,53
2008	142,051	5,41	100,29	3,82	433,98	16,52	717,91	27,33	1.766,526	67,26	2.626,48
2009	149,214	5,24	62,70	2,20	435,28	15,27	729,22	25,59	1.971,338	69,18	2.849,76
2010	159,934	4,84	109,97	3,33	494,35	14,97	904,16	27,38	2.238,758	67,78	3.302,84
2011	190,021	5,11	162,57	4,37	515,70	13,86	1.011,03	27,17	2.519,402	67,72	3.720,46
2012	200,700	4,90	186,19	4,55	514,02	12,55	1.065,68	26,03	2.827,887	69,07	4.094,26
2013	240,298	5,28	189,43	4,16	558,73	12,27	1.131,63	24,85	3.181,847	69,87	4.553,76
2014	249,983	5,03	184,80	3,72	597,38	12,01	1.183,09	23,79	3.539,678	71,18	4.972,73

¹ De acordo com a classificação da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE, 2019), a indústria de transformação compreende os segmentos de alta intensidade, média-alta, média-baixa e baixa intensidade.

2015	258,97	5,0	110,77	2,15	630,81	12,24	1.160,7	22,52	3.735,85	72,4	5.155,6
		2					9			6	0
2016	306,65	5,6	55,58	1,03	676,24	12,48	1.150,7	21,23	3.962,45	73,1	5.419,8
		6					2			1	2
2017	302,97	5,3	90,58	1,60	705,53	12,44	1.196,9	21,11	4.169,86	73,5	5.669,7
		4					3			5	7
2018	304,40	5,1	171,60	2,91	673,93	11,43	1.248,9	21,19	4.341,15	73,6	5.894,5
		6					5			5	0

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do IBGE (2019)

Pela análise da Tabela 1, observam-se reduções na participação do PIB, de 2007 a 2018, na agropecuária, na indústria extrativa, na indústria da transformação e na indústria total, de, respectivamente, 0,02%, 0,05%, 5,17% e 5,93%. Por outro lado, apenas a participação do setor de serviços aumentou em 5,95%.

De acordo com a Tabela 2, observa-se que, de 2007 a 2018, a produção física da agropecuária e do setor de serviços cresceram em média mais do que as atividades industriais, extrativas e do próprio PIB brasileiro.

Tabela 2- Taxas geométricas de crescimento² da produção física industrial do Brasil por setor da atividade econômica – 2007-2018 (em R\$)

Taxas de crescimento (%)					
Agropecuária	Indústria extrativa	Indústria da transformação	Indústria total	Serviços	PIB
9,24%	3,30%	5,36%	6,22%	10,00%	8,89%

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados do IBGE (2019)

Em relação às exportações brasileiras, de acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), em 2018, elas totalizaram US\$ 239,26 bilhões, sendo a China o principal destino, com um total de US\$ 63,93 bilhões, representando 26,72% das exportações totais do país, seguida pelos Estados Unidos, com US\$ 28,70 bilhões (12,00%) e a Argentina, com US\$ 14,91 bilhões (6,23%). Além disso, os principais produtos exportados pelo Brasil foram soja, mesmo triturada com US\$ 33,06 bilhões (13,82%); óleos brutos de petróleo, com US\$ 25,25 bilhões (10,55%) e minério de ferro e seus concentrados, com US\$ 20,22 bilhões (8,45%).

Segundo o MDIC (2019), o valor total das importações brasileiras, em 2018, foi de US\$ 181,23 bilhões, sendo a China o principal fornecedor do país, com um total de US\$ 34,73 bilhões, representando 19,16% das importações totais, seguida pelos Estados Unidos, com US\$ 28,97 bilhões (15,99%) e a Argentina, com US\$ 11,05 bilhões (6,10%). Além disso, os principais produtos importados pelo Brasil foram óleos de petróleo, exceto óleos brutos com US\$ 12,90 bilhões (7,12%); plataformas de perfuração ou exploração, flutuantes ou submersíveis, com US\$ 9,65 bilhões (5,32%) e partes e acessórios dos veículos automóveis, com US\$ 5,87 bilhões (3,24%).

² Segundo Greene (2008), a taxa geométrica de crescimento da variável Y pode ser descrita por: $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$, representando a função log-linear teórica para a taxa de crescimento “t”, onde u_t é um termo de erro aleatório, β_2 é a taxa de crescimento instantânea (em um ponto do tempo), e a taxa de crescimento composta (no decurso de um período) é calcula por $[\text{antilog}(\hat{\beta}_2) - 1] \times 100$.

Na Tabela 3, encontra-se a participação das exportações e importações do Brasil segundo grau de intensidade tecnológica, em 2007 e em 2018.

Tabela 3 -Participação das exportações e importações, segundo o grau de intensidade tecnológica do Brasil – 2007/2018

Ano/ grau de intensidade tecnológica	Exportação				Importação			
	2007		2018		2007		2018	
	Em bilhões de US\$	%						
Produtos não industriais	38,70	24,11	99,14	41,33	20,80	17,26	18,01	9,94
Baixa	41,88	26,09	52,74	21,99	8,02	6,66	14,31	7,89
Média-baixa	28,80	17,94	37,65	15,70	19,81	16,44	43,22	23,85
Média-alta	38,50	23,98	37,17	15,50	51,42	42,68	77,37	42,69
Alta	9,65	6,01	10,96	4,57	20,43	16,96	28,32	15,63
Demais produtos	2,99	1,87	2,22	0,93	-	-	-	-
Total	160,52	100,00	239,89	100,00	120,48	100,00	181,23	100,00

Fonte: Elaboração dos autores a partir de dados da FUNCEX (2019)

Conforme dados da Tabela 3, os produtos não industriais foram os que apresentaram maior aumento na participação das exportações, bem como os que tiveram maior decréscimo em suas importações e isso pode estar relacionado ao aumento das exportações de *comodities* para países como China, que, a partir da década de 2000, adotou uma estratégia de importar produtos com baixo valor agregado, transformar, refinar e vender aos demais *players* do comércio internacional, agregando valor às suas exportações, e também ao fato de o câmbio valorizado não ter tanto impacto em setores com menor valor agregado, o que pode ser evidenciado pelos estudos de Teixeira et al. (2018); Silva et al. (2019) e Gelatti et al. (2019).

Em relação à análise por intensidade tecnológica, os dados mostram que todos os setores classificados por esse tipo de intensidade apresentaram um crescimento menor em suas exportações, se comparados aos produtos não industriais, o que corrobora fortemente com as pesquisas dos economistas do Novo-Desenvolvimentismo que apregoam que os preços das *commodities* levam à apreciação da taxa de câmbio, que, por sua vez, leva à perda de competitividade nas exportações de manufaturados, ou seja, dos produtos com maior intensidade tecnológica (TEIXEIRA; CORONEL; OREIRO, 2019).

Nesse sentido, essa vertente preconiza uma taxa de equilíbrio industrial visando fomentar a competitividade do setor industrial e estancar o processo de desindustrialização, conforme Marconi e Rocha (2011), Benjamin (2015), Mattei e Scaramuzzi (2016), Bresser-Pereira (2019) e Teixeira, Coronel e Oreiro (2019).

Além disso, a análise da Tabela 3 demonstrou uma retração das importações dos produtos não industriais, mas, por outro lado, um aumento das importações da indústria de transformação. Tais resultados vão ao encontro de estudos como os Marconi (2015), Bender Filho e Coronel (2017), Bresser-Pereira (2019) e também com o estudo feito pelo Banco Central do Brasil (BC, 2019) sobre penetração de importados e coeficiente de exportação da indústria de transformação, os quais apontaram que a sobrevalorização cambial do período foi um dos fatores que corroborou para o aumento das importações de produtos de maior valor agregado e também contribuiu para o processo de desindustrialização.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo Analítico

3.1.1 Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias³. A utilização dos dois testes em conjunto para o diagnóstico de estacionariedade das séries temporais relaciona-se a uma maior confiabilidade e robustez dos resultados. O teste ADF consiste na estimação da equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (2015), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{com: } \gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right) \text{ e } \beta_i = \sum_{j=i}^p \alpha_j,$$

em que: α_0 é o intercepto; γ descreve o comportamento da série temporal; y representa a variável dependente; Δ é a representação do operador de diferença e ε_t denota o erro que se assume ser idêntica e independentemente distribuída. A fim de determinar o número de defasagens utilizadas no teste para eliminar a autocorrelação residual, utilizou-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística τ com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar se aceita ou se rejeita a hipótese nula $\gamma = 0$. A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística τ for maior do que o valor crítico de Dickey-Fuller, indicando que a série é estacionária; caso contrário, a série é não estacionária.

O KPSS é um teste alternativo ao ADF, partindo da hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente, é expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t$$

tendo as seguintes hipóteses:

H_0 : $\gamma = 0$, série é estacionária;

H_a : $\gamma \neq 0$, série é não estacionária.

3.1.2 Análise de cointegração

Mesmo que variáveis individuais não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, então se pode afirmar que essas variáveis são cointegradas (Greene, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que

³Um processo estocástico é estacionário quando a sua média e a sua variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre os períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada. Em notação matemática, as propriedades do processo estocástico estacionário podem ser representadas por: (Média) $E(Y_t) = \mu$, (Variância) $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$ e (Covariância) $\gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$. Um processo estocástico com as propriedades descritas anteriormente é conhecido, na literatura de séries temporais, como processo fracamente estacionário, ou estacionário em covariância, ou estacionário de segunda ordem, ou estacionário em sentido amplo. Um processo estocástico é fortemente estacionário quando todos os momentos de sua distribuição não variam ao longo do tempo (BUENO, 2008.)

pode ser estimada e analisada⁴. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utilizou-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen (1988) considera que todas as variáveis são endógenas e sua utilização não é limitada pela existência de endogeneidade do regressor (relação causal no sentido da variável dependente para a variável explicativa). Esse procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração e permite testar e estimar a presença de vários vetores e não só de um único vetor de cointegração.

De acordo com Harris (1995), definido um vetor z_t de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar z_t como um Vetor Auto-regressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de z_t :

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + u_t \quad (3)$$

em que: z_t é um vetor ($nx1$), A_i é uma matriz de parâmetros (nxn) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (3) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que: $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i = 1, \dots, k-1$) e $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Da forma como especificado, o sistema contém informações de curto e longo prazo a mudanças de z_t , via estimativas de $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente, onde $\Pi = \alpha\beta'$, com α representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e β a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no fato de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (HAMILTON, 1994). Dessa forma, os mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Nesse modelo, não apenas a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo como também a do processo de longo prazo são modeladas simultaneamente.

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank (r) da matriz. Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (2015): se o posto de Π é completo, então as variáveis Y_t são $I(0)$, ou seja, significa que qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; se o posto de Π é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando Π tem posto reduzido, há r vetores de cointegração.

Para Enders (2015), o rank de uma matriz é igual ao número de raízes características estritamente diferentes de zero, que pode ser identificado por meio de dois testes estatísticos. O primeiro deles é o teste do traço, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores é maior do que r , que pode ser definido por:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (5)$$

em que:

λ_i = valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π ; T = número de observações.

O segundo teste é o do máximo autovalor, que testa a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de existência de $r + 1$ vetores de cointegração, podendo ser expresso da seguinte forma:

⁴Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração $I(d)$ e existir um vetor α , com $\alpha \neq 0$, em que a combinação linear dessas variáveis seja de ordem $d - b$, $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d - b)$, $b > 0$, pode-se afirmar que X_t é um vetor de variáveis cointegradas denotadas por $X_t \sim CI(d, b)$.

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (6)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC, conforme definido na Expressão (4).

Visando responder ao problema de pesquisa e atingir os objetivos do presente trabalho, estimaram-se dois modelos econométricos, um com a produção física industrial da indústria de transformação do Brasil e outro com a produção física da indústria extrativa do Brasil variáveis dependentes, baseados nos estudos de Veríssimo (2010), Veríssimo e Araújo (2016) e Souza e Veríssimo (2019).

As variáveis utilizadas para o ajuste do modelo foram:

INDTRANSF: produção física industrial da indústria de transformação do Brasil;

INDEXTRAT: produção física da indústria extrativa do Brasil;

TCREF: taxa de câmbio real efetiva – exportações – Índice Nacional de Preços ao Consumidor – INPC;

IPCOM: índice de preços das *commodities*;

ABERT: coeficiente do grau de abertura comercial – soma das exportações e importações totais em relação ao PIB do Brasil (Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior - proxy para avaliar se a abertura comercial favoreceu a substituição da produção industrial interna por importações).

Os dados para estimação dos parâmetros foram coletados nos seguintes sites: no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2019), para as variáveis produção física industrial da indústria da transformação (índice) e da indústria extrativa; no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA (2019), para a variável taxa de câmbio – real efetiva - INPC – exportações (em reais por dólares – R\$/ US\$); no *International Monetary Fund* (IMF, 2019), para a variável índice de preços das *commodities*; e na Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX (2019) e no IBGE (2019), para a variável coeficiente de abertura comercial do Brasil (somatório das importações e exportações totais, dividido pelo PIB). O período analisado foi o de janeiro de 2007 a dezembro de 2018, com cotações mensais, totalizando 144 observações.

Convém destacar que esse período compreende o início do II Governo Lula, quando as *comodities* tiveram um aumento expressivo em suas exportações – a crise do *subprime* –, e os Governos Dilma I, Dilma II e Temer, sendo que os dois últimos enfrentaram uma forte restrição macroeconômica, a qual afetou as exportações brasileiras e contribuiu para um quadro de estagnação econômica.

Na Tabela 1, encontra-se um resumo das variáveis que foram estimadas no modelo.

Tabela 4 -Variáveis estimadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Produção física industrial da indústria de transformação do Brasil	INDTRANSF
Produção física da indústria extrativa do Brasil	INDEXTRAT
Taxa de câmbio real efetiva	TCREF
Índice de <i>commodities</i>	IPCOM
Coeficiente de abertura comercial	ABERT

Fonte: Organização dos autores

As séries da produção física industrial da indústria da transformação (INDTRANSF) e da indústria extrativa (INDEXTRAT) foram dessazonalizadas pelo método *Seasonal-trend Decomposition – STL* do software *Eviews 11* e tiveram seus nomes alterados para INDTRANSF_STL e INDEXTRAT_STL. A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um ‘L’ no início⁵.

A estimação dos parâmetros e a realização dos testes econométricos ocorreram por meio do software *Eviews 11*, sendo utilizado em todas as análises um nível de significância de 5%.

⁵ Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural com o intuito de normalizar os desvios.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

4.1 Testes de raiz unitária

Para dar início à estimação dos parâmetros dos modelos econométricos, foram realizados os testes de estacionariedade: ADF – Dickey-Fuller Aumentado; e KPSS – Kwiatkowski, Philips, Schmidt e Shin. Os resultados estão expostos nas Tabelas 5 e 6.

Tabela 5- Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais da produção física da indústria da transformação e da indústria extrativa, taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice de preços das *commodities* e coeficiente de abertura comercial no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LINDTRANSF_STL	constante	-1.187368	ns	constante	0.844896	***
LINDEXTRAT_STL	constante	-3.203380	**	constante	0.742098	***
LTCREF	constante	-1.636668	ns	constante	0.722636	**
LIPCOM	constante	-2.149694	ns	constante	0.413620	*
LABERT	constante	-4.252981	***	constante	0.144494	ns

Nota 1: *** significativo a 1; ** significativo a 5; * significativo a 10; ns não significativo

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 5, observa-se que as séries produção física da indústria extrativa (LINDEXTRAT_STL) e coeficiente de abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 5% de significância para o teste ADF, e as séries índice de preços das *commodities* (LIPCOM) e o coeficiente de abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 5% de significância para o teste KPSS. Por outro lado, os resultados da Tabela 6 indicaram, em ambos os testes, efetuada a primeira diferença, que as séries foram estacionárias, com 5% de significância.

Tabela 6- Testes de raiz unitária em primeira diferença aplicados nas séries mensais da produção física da indústria da transformação e da indústria extrativa, taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice de preços das *commodities* e coeficiente de abertura comercial no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Séries	Teste ADF				Teste KPSS	
	Modelo	Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LINDTRANSF_STL	constante	-7.024387	***	constante	0.155104	ns
LINDEXTRAT_STL	constante	-13.69761	***	constante	0.039416	ns
LTCREF	constante	-8.853083	***	constante	0.160811	ns
LIPCOM	constante	-6.698319	***	constante	0.116952	ns
LABERT	constante	-14.63331	***	constante	0.062210	ns

Nota 1: *** significativo a 1; ** significativo a 5; * significativo a 10; ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa,

Efetuados os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica da produção física industrial brasileira.

4.2 INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO

A fim de estimar os parâmetros do modelo econométrico que permitiu analisar as relações entre a indústria de transformação (em US\$), com taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice de preços das *commodities* não energéticas e coeficiente de abertura comercial, realizou-se o teste de cointegração de Johansen. Porém, para realizar esse teste, foi necessário, primeiramente, estimar um modelo VAR Auxiliar (Tabela 7). Para isso, foi essencial definir previamente o número ótimo de defasagens, por meio de um teste que permite identificar o comprimento dos *lags*.

Tabela 7 – Critério de defasagem do VAR auxiliar para a indústria da transformação

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	1028.229	950.9818	6.53e-12	-14.40327	-13.98303*	-14.23249
2	1062.165	63.51034	5.06e-12	-14.65951	-13.90308	-14.35212*
3	1079.069	30.66764*	5.00e-12*	-14.67241*	-13.57980	-14.22841
4	1091.371	21.61662	5.28e-12	-14.61959	-13.19079	-14.03896

Nota: Valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: *indica a defasagem ótima (n) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 7, foi possível indicar que o número de defasagens é de três a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

Após determinados os números de defasagens do modelo, procedeu-se ao teste de cointegração de Johansen, que permite demonstrar a existência, ou não, de relações de longo prazo entre as variáveis. Os resultados do teste do autovalor e do teste do traço estão esboçados na Tabela 8.

Tabela 8 – Teste de cointegração de Johansen para a indústria da transformação

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R⁶=0	70.86996**	0.0115	37.41137**	0.0102
R _{≤1}	33.45858	0.3139	14.05101	0.7181
R _{≤2}	19.40757	0.2574	11.28758	0.4842
R _{≤3}	8.119987	0.2420	8.119987	0.2420

Nota: ** significativo a 5%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor (de acordo com os dados da Tabela 8). Além disso, o vetor de correção de erros que mais se ajustou foi o modelo 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

De acordo com a Tabela 9, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 9- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para a indústria de transformação

LINDTRANSF _STL (-1)	LTCREF (- 1)	LIPCOM(- 1)	LABERT (- 1)	@TREND(07M01)	C
1,0000	-	-	-	-	8.410316
	1.393876*** (0.29917) [-4.65917]	0.792193*** (0.14283) [-5.54631]	1.543057*** (0.23906) [6.45467]	0.002030*** (0.00048) [4.21841]	-

Nota 1: LINDTRANSF_STL = logaritmo *neperiano* da produção física industrial da indústria da transformação - dessazonalizada pelo método *Seasonal-trend Decomposition - STL*; LTCREF = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$); LIPCOM = logaritmo *neperiano* do índice de preços das *commodities*; LABERT = logaritmo *neperiano* do coeficiente de abertura comercial; @TREND(07M01) = tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1%; ** significativo a 5, ns não significativo.

⁶Indica o número de vetores de cointegração.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (7), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LINDTRANSF_STL_t = + 1,39 LTCREF_t + 0,79 LIPCOM_t - 1,54 LABERT_t @TREND(07M01) + 8,41 \tag{7}$$

De acordo com a Equação (7), verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), ou seja, uma desvalorização cambial, ocasiona um acréscimo de 1,39% na produção física industrial da indústria de transformação brasileira. Esse resultado vai ao encontro dos estudos de Bresser-Pereira (2012; 2019), Cano (2012), Veríssimo e Araújo (2016) e Teixeira, Coronel e Oreiro (2019), dentre outros economistas do Novo Desenvolvimentismo, que demonstraram empiricamente a importância da desvalorização cambial visando fomentar as exportações da indústria de transformação e estancar o processo de desindustrialização.

Ainda, de acordo com a Equação (7), o aumento de 1% no índice de preços das *commodities* não energéticas ocasiona um acréscimo de 2% na produção física industrial da indústria da transformação brasileira. Esse resultado também foi encontrado por Veríssimo e Araújo (2016), que analisaram o processo de desindustrialização no Estado de Minas Gerais, e por Souza e Veríssimo (2019), que analisaram o processo de desindustrialização na Região Sudeste do país e encontraram resultados positivos para os estados de Minas Gerais e São Paulo. Conforme os autores, para Minas Gerais, uma possível explicação, a qual também tem a mesma congruência para o país, está relacionada às características de sua indústria baseada em recursos naturais e trabalho.

Também foi possível inferir, com base na Equação (7), que o aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 1,33% na produção física industrial da indústria da transformação brasileira. Esse resultado vai ao encontro dos estudos sobre desindustrialização de Palma (2005), Cano (2012) e Bresser-Pereira (2019), dentre outros, que demonstraram a forma desordenada com que foi feita a abertura comercial no país.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram realizados dois testes de correlação serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 10.

Tabela 10 – Testes de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a indústria da transformação

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.796661	---	0.802392	---	14.03673	0.5960
2	3.987422	---	4.039396	---	16.59272	0.4124
3	7.175382	---	7.297165	---	14.17006	0.5860
4	16.13337	0.9740	16.51863	0.9691	11.45655	0.7805
5	25.25093	0.9924	25.97387	0.9897	9.623934	0.8855
6	42.85853	0.9624	44.36987	0.9460	18.91362	0.2732
7	60.71199	0.9137	63.16299	0.8719	20.14403	0.2138
8	81.76128	0.7911	85.48799	0.6975	23.74571	0.0952
9	96.96127	0.7887	101.7323	0.6766	17.30364	0.3662
10	109.5575	0.8358	115.2974	0.7217	16.77289	0.4004
11	116.8025	0.9322	123.1602	0.8578	9.104572	0.9090
12	131.8259	0.9287	139.5921	0.8373	17.60642	0.3474

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 10, o teste, com até doze defasagens, indicou que não existem problemas de correlação serial, com 5% de significância. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

Para a análise da dinâmica das variáveis do modelo, foi utilizado um instrumento proporcionado pelos modelos VAR/VEC, que é a decomposição da variância dos erros de previsão.

Na Tabela 11, apresentam-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para as exportações da indústria de transformação.

Tabela 11 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LINDTRANSF_STL, LTCREF, LIPCOM e LABERT no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Variável	Período (meses)	LINDTRANSF_STL	LTCREF	LIPCOM	LABERT
LINDTRANSF_STL	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	69.42139	5.611476	17.58790	7.379239
	12	64.87251	7.542996	20.34163	7.242869
	18	63.71660	7.932564	21.56401	6.786826
	24	63.00778	8.185903	22.12630	6.680018

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da produção física industrial da indústria da transformação (LINDTRANSF_STL), apresentados na Tabela 11, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 63% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 37% restantes são atribuídos às demais variáveis, 8,19% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 22,13% ao índice de preços das *commodities* (LIPCOM) e 6,68% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT). Esse resultado mostra que a própria variável (LINDTRANSF_STL) é responsável pela maior influência em seu comportamento. Esse resultado mostra que o índice de preços das *commodities* possui elevada influência sobre as exportações da indústria de transformação, podendo ser um indício de uma especialização em bens intensivos em recursos naturais e mais um indicativo do processo de reprimarização da economia.

4.3 INDÚSTRIA EXTRATIVA

Para realização do teste de cointegração, é necessário verificar o número de defasagens para inserir do modelo, conforme Tabela 12.

Tabela 12 - Critério de defasagem do VAR auxiliar para a indústria extrativa

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQ
1	1015.511	NA	7.40e-12	-14.27873	-13.94254*	-14.14211
2	1045.019	55.64390*	6.10e-12*	-14.47170*	-13.79933	-14.19847*
3	1057.164	22.20804	6.45e-12	-14.41663	-13.40807	-14.00678

Nota 1: valor da verossimilhança (LogL); p-valor do teste de razão de verossimilhança (LR); Erro de Predição Final (FPE); Critério de Informação de Akaike (AIC); Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (BIC); e o Critério de Informação de Hannan & Quinn (HQC).

Nota 2: *indica a defasagem ótima (*n*) definida pelo critério.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base nos dados da Tabela 12, é possível indicar que o número de defasagens é de 2 (duas) a serem incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, quatro indicaram o mesmo número de defasagens do VAR auxiliar.

O teste de cointegração de Johansen revelou que a hipótese nula de que não há nenhum vetor de cointegração deve ser rejeitada ao nível de 5% (de acordo com os dados da Tabela 13). Além disso, o vetor de correção de erros que mais se ajustou foi o modelo 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem interceptos.

Tabela 13 – Teste de cointegração de Johansen para a indústria extrativa

Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
Calculado	P-valor	Calculado	P-valor

R=0	43.43153**	0.0227	31.01062***	0.0050
R≤1	12.42091	0.6705	9.142324	0.5785
R≤2	3.278590	0.8117	3.082052	0.7750
R≤3	0.196538	0.7129	0.196538	0.7129

Nota: ** significativo a 5 e *** significativo a 1.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Tabela 14, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes foram significativos ao nível de 1%.

Tabela 14- Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para indústria extrativa

LINDEXTRAT_STL (-1)	LTCREF (-1)	LIPCOM (-1)	LABERT (-1)
1,0000	-0.565221*** (0.04561) [-12.3918]	-0.145709*** (0.04526) [-3.21917]	0.703615*** (0.11865) [5.93005]

Nota 1: LINDEXTRAT_STL = logaritmo *neperiano* da produção física industrial da indústria extrativa - dessazonalizada pelo método *Seasonal-trend Decomposition – STL*; LTCREF = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$); LIPCOM = logaritmo *neperiano* do índice de preços das *commodities*; LABERT = logaritmo *neperiano* do coeficiente de abertura comercial. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: *** significativo a 1; ** significativo a 5, ns não significativo.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (8), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LINDEXTRAT_STL_t = +0,57 LTCREF_t + 0,15 LIPCOM_t - 0,70 LABERT_t \quad (8)$$

De acordo com a Equação 8, verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), desvalorização cambial, ocasiona um acréscimo de 0,57% na produção física industrial da indústria extrativa brasileira, o que vai ao encontro de a Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016).

Ainda, o aumento de 1% no índice de preços das *commodities* ocasiona um acréscimo de 0,15% na produção física industrial da indústria extrativa brasileira. Embora esse resultado não fosse o esperado, uma possível explicação para isso, conforme Veríssimo e Araújo (2016, p. 131), que encontraram resultado positivo para a indústria extrativa de Minas Gerais e que também pode ser utilizado para explicar o caso brasileiro, é que “o contexto de elevados preços externos das *commodities* tende a beneficiar o desempenho do estado neste caso”.

Também foi possível inferir, com base na Equação (8), que o aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 0,70% na produção física industrial da indústria extrativa brasileira, conforme era esperado e já explicado pelos teóricos do Novo Desenvolvimentismo citados neste trabalho.

Com a finalidade de diagnóstico do modelo, foram estimados testes de correção serial para os resíduos, cujos resultados encontram-se na Tabela 15.

Tabela 15- Teste de correlação serial para os resíduos do modelo VEC para a indústria extrativa

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.811472	---	0.817268	---	23.63967	0.0977
2	3.879402	---	3.929341	---	14.90278	0.5318
3	20.25365	0.8550	20.65955	0.8393	20.71046	0.1899
4	36.26788	0.7899	37.14135	0.7583	18.93775	0.2719
5	45.97053	0.9090	47.20072	0.8852	11.06048	0.8057
6	60.56792	0.9020	62.44688	0.8681	16.19374	0.4395
7	80.92015	0.7889	83.86228	0.7153	22.57276	0.1256

8	103.7655	0.5973	108.0818	0.4797	26.27416	0.0503
9	113.7231	0.7353	118.7184	0.6171	11.05616	0.8060
10	124.7565	0.8176	130.5940	0.7037	13.46324	0.6386
11	137.6578	0.8518	144.5869	0.7339	14.27761	0.5780
12	154.9171	0.8205	163.4517	0.6674	20.20141	0.2113

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até onze defasagens, o teste indicou, com 5% de significância, que não existe problema de autocorrelação serial. Dessa forma, os resultados de diagnóstico do modelo estimado são válidos e apresentam um relacionamento correto e confiável entre as variáveis em questão.

A Tabela 16 apresenta os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo da indústria extrativa.

Tabela 16 – Resultados da decomposição da variância dos erros de previsão em porcentagem para as variáveis LINDEXTRAT_STL, LTCREF, LIPCOM e LABERT no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Variável	Período (meses)	LINDEXTRAT_STL	LTCREF	LIPCOM	LABERT
LINDEXTRAT_STL	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	69.64669	3.963370	12.80987	13.58007
	12	45.29611	4.284307	11.32322	39.09636
	18	34.69190	4.151595	8.661201	52.49530
	24	29.32896	4.104144	7.243576	59.32332

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão da produção física industrial da indústria extrativa (LINDEXTRAT_STL), apresentados na Tabela 16, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 29,33% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 70,67% restantes são atribuídos às demais variáveis, 4,10% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 7,24% ao índice de preços das *commodities* (LIPCOM) e 59,33% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT).

5 CONCLUSÕES

O presente trabalho visou responder se está ocorrendo um processo de desindustrialização na economia brasileira e, neste sentido, utilizou-se de revisão bibliográfica, análise estatística e da estimação de um modelo econométrico VEC.

Os resultados indicaram a redução na participação da indústria de transformação sobre o PIB. No que tange às exportações dos produtos não industriais, de 2007 a 2018, observou-se um aumento maior do que os produtos por intensidade tecnológica (baixa, média-baixa, média-alta e alta). Além disso, o Brasil aumentou as importações dos produtos por intensidade tecnológica e diminuiu as importações dos produtos não industriais, o que é um forte indício de uma mudança no seu perfil produtivo e pode caracterizar-se como um indício de desindustrialização.

Em relação à análise econométrica, constatou-se que a desvalorização cambial estimula a produção física industrial e, portanto, em qualquer ação visando fomentar a competitividade do setor industrial, esta variável deve ser utilizada, bem como, se for apreciada, leva à perda de competitividade industrial. A abertura comercial mostrou-se extremamente nociva às exportações tanto da indústria de transformação como extrativa. A variável índice de preço das *commodities* apresentou sinal contrário ao esperado, contudo uma possível explicação para isso está relacionada ao perfil e à estrutura das exportações brasileiras.

Com este trabalho, avançou-se no sentido de estudar o processo de desindustrialização do país; contudo, não se pode generalizar os resultados para todas as regiões brasileiras. Além disso, uma

limitação do trabalho está relacionada às variáveis macroeconômicas utilizadas, ou seja, utilizou-se apenas três, as mais utilizadas na literatura econômica e nos trabalhos sobre desindustrialização. Contudo isto, de uma certa forma, limita um pouco a análise, visto que não contempla uma análise com maior acuidade sobre este processo.

Nesse sentido, sugere-se, para estudos futuros, a incorporação de outras variáveis macroeconômicas, bem como a estimação através de dados em painel com efeitos fixos e aleatórios, bem como a utilização de Modelos de Equilíbrio Geral Computável (MEGC), os quais são ferramentas que contribuem para verificar como o processo de desindustrialização influencia nos níveis de bem-estar da população, no Produto Interno Bruto (PIB), bem como nos fluxos econômicos e nas finanças públicas das regiões de análise.

REFERÊNCIAS

- ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. **Por que as nações fracassam**: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BC). **Penetração de importados e coeficiente de exportação da indústria de transformação**. 2019. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/Penetracao_de_importados_e_coeficiente_de_exportacao_da_industria_de_transformacao.pdf>. Acesso em: 21 de nov. 2019.
- BARROS, O. de; PEREIRA, R. R. Desmistificando a tese de desindustrialização: reestruturação da indústria brasileira em uma época de transformações globais. In: BARROS, O. de; GIAMBIAGI, F. (Org.). **Brasil Globalizado**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.
- BENDER FILHO, R. ; CORONEL, D. A. Desindustrialização na economia gaúcha: evidências a partir de indicadores de orientação externa. In: CALANDRO, M. L.; MIEBACH, A. D.; ALVIM, A. M. (Org.). **Inovação, sustentabilidade e desenvolvimento no RS**. Porto Alegre: FEE, 2017.
- BENJAMIN, C. Desindustrialização: pode o Brasil sobreviver sem um expressivo setor industrial? **Boletim Conjuntura Brasil**, Fundação João Mangabeira, n. 2, out. 2015.
- BONELLI, R.; PESSOA, S. **Desindustrialização no Brasil**: um resumo da evidência. Centro de Desenvolvimento Econômico, FGV, 2010. (Texto para Discussão). Disponível em: <http://www.fgv.br/mailling/ibre/carta/agosto.2010/CIBRE_agosto_2010.pdf>. Acesso em: 04 maio 2017.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **A taxa de câmbio no centro da teoria do desenvolvimento**. 2011. Disponível em: <http://www.bresserpereira.org.br/papers/2011/11.24.Macro_cambio_teorias_desenvolv_n_destin.pdf>. Acesso em: 03 jun. 2019.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **Desprotecionismo e desindustrialização**. 2012. Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/articles/2012/97.Desprotecionismo.pdf>>. Acesso em: 10 de out. 2019.bueno
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **40 anos de desindustrialização**. 2019. Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/view.asp?cod=7636>>. Acesso em: 03 nov. 2019.
- BRESSER-PEREIRA, L C; OREIRO, J L; MARCONI, N. **Macroeconomia desenvolvimentista**. Rio de Janeiro: Campus. 2016.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.

CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 21, Número Especial, p. 831-851, 2012.

CANO, W. (Des)Industrialização e (Sub)Desenvolvimento. **Cadernos do desenvolvimento**, v. 9, n. 15, p. 139-174, 2014.

[CORONEL, D. A.](#) Processo de desindustrialização da Economia Brasileira e possibilidades de reversão. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 17, n.3 p. 389-398, 2019.

CORONEL, D.A. **Análise do processo de desindustrialização na região Sul do Brasil: uma abordagem por meio de econometria de séries temporais**. Monografia (Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa) – Universidade Federal de Santa Maria, 2020.

CORONEL, D. A.; AZEVEDO, A. F. Z. de; CAMPOS, A. C. Política industrial e desenvolvimento econômico: a reatualização de um debate histórico. **Revista de Economia Política**, v. 34, n. 1, p. 103-119, 2014.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 4. ed. Nova Jersey: Wiley, 2015.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR (FUNCEX). **Estatísticas**. Disponível em: <<https://www.funcex.org.br>>. Acesso em: 18 ago. 2019.

GELATTI, E. et al. Desindustrialização no brasil: uma análise à luz das exportações e importações - 1997 a 2018. In: SALÃO DO CONHECIMENTO - BIOECONOMIA: DIVERSIDADE E RIQUEZA PARA O DESENVOLVIMENTO SUSTENTÁVEL - UNIJUÍ - XXIV Jornada de Pesquisa, 2019, Panambi-RS-Brasil. **Anais...** Panambi-, 2019.

GREENE, W. H. **Econometrics Analysis**. 6. ed. New Jersey: Pearson Education, 2008.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

HARRIS, R.I.D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice-Hall-Harvester Wheatsheaf, 1995.

INTERNATIONAL MONETARY FUND - IMF. **Primary commodity price system**. Disponível em: <<https://data.imf.org/?sk=471DDDF8-D8A7-499A-81BA-5B332C01F8B9>>. Acesso em: 01 ago. 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICAS – IBGE. **Contas Regionais do Brasil**. Disponível em: <<http://biblioteca.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 30 out. 2019.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. IPEA. **Macroeconômico**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 14 jul. 2019.

JANK, M. S. et al. Exportações: existe uma "doença brasileira"? In: BARROS, O. de; GIAMBIAGI, F. (Org.). **Brasil Globalizado**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2008.

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

KALDOR, N. A model of economic growth. **Economic Journal**, v. 67, n. 268, p. 591-624, 1957.

KALDOR, N. **Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom**. Cambridge: Cambridge University Press, 1966.

KALDOR, N. Causes of the low rate of growth of the United Kingdom. **Further Essays in Economic Growth**, London Duckworth, 1978.

KWIAKOWSKI, D. et al. Testing the alternative of stationary 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.

KUPFER, D. Política industrial. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 2, p. 281-298, 2003.

MARCONI, N. A doença holandesa e o valor da taxa de câmbio. In: OREIRO, J. L.; DE PAULA, L. F. de.; MARCONI, N. (Org.). **A teoria econômica na obra de Bresser-Pereira**. Santa Maria: Ed. UFSM, 2015.

MARCONI, N.; ROCHA, M. **Desindustrialização precoce e sobrevalorização da taxa de câmbio**. Brasília: IPEA, 2011. (Texto para discussão 1681).

MATTEI, L.; SCARAMUZZI, T. A taxa de câmbio como instrumento do desenvolvimento econômico. **Revista de Economia Política**, v. 36, n. 4, p. 726-747, 2016.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO INDÚSTRIA E COMERCIO EXTERIOR (MDIC). **Secretaria de Comércio Exterior (SECEX)**. Disponível em: <<http://www.comexbrasil.gov.br/conteudo/ver/chave/secex/menu/211>>. Acesso em: 31 dez. 2018.

NASSIF, A. Política industrial e desenvolvimento econômico: teoria e propostas para o Brasil na era da economia digital. In: FEIJO, C.; ARAÚJO, E. (Orgs.). **Macroeconomia moderna: lições de Keynes para economias em desenvolvimento**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2019.

OREIRO, J. L.; FEIJÓ, C. A. Desindustrialização: conceituação, causas, efeitos e o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, v. 30, n. 2, p. 219-232, 2010.

ORGANIZAÇÃO PARA A COOPERAÇÃO E DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO – OCDE. **Industry and entrepreneurship**. Disponível em: <http://www.oecd.org/topic/0,3373,en_2649_37461_1_1_1_1_37461,00.html>. Acesso em: 28 out. 2019.

PALMA, J. G. Four sources of deindustrialization and a new concept of the Dutch disease. In: OCAMPO, J. A. (Ed.). **Beyond Reforms**. Palo Alto: Stanford University Press, 2005.

PACK, H.; SAGGI, K. Is there a case for industrial policy? A critical survey. **The World Bank Research Observer**, v. 21, n. 2, p. 267-297, 2006.

PEREIRA, W. M.; CARIO, S. A. F. Indústria, desenvolvimento econômico e desindustrialização: sistematizando o debate no Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, v. 29, n.1, p. 587-609, 2017.

PERES, W. The slow comeback of industrial policy in Latin America and the Caribbean. **CEPAL Review**, Chile, v. 88, n. 1, p. 71-88, 2006.

POCHMANN, M. **Brasil sem industrialização**: a herança renunciada. Ponta Grossa: Editora da UEPG, 2016.

REINERT, E. S. **Como os países ricos ficaram ricos... e porque os países pobres continuam pobres**. Rio de Janeiro: Contraponto, 2016.

ROWTHORN, R.; RAMASWAMY, R. **Growth, trade and deindustrialization**. Washington: International Monetary Fund Staff Papers, v. 46, n. 1, 1999.

SILVA, M. L. et al. **O setor industrial brasileiro frente à integração econômica**. Belo Horizonte: Poisson, 2019.

SOARES, C.S. ; CORONEL, D. A.; MARION FILHO, P. J. A recente política industrial brasileira: da política de desenvolvimento Produtivo ao Plano Brasil Maior. **Perspectivas Contemporâneas**, v. 8, n. 1 p. 1-20, 2013.

SONAGLIO, C. M. et al. Evidências de desindustrialização no Brasil: uma análise com dados em painel. **Economia Aplicada**, v. 14, n.4, p. 347-372, 2010.

SOUZA, I. E. L. de; VERÍSSIMO, M. P. Produção e emprego industrial nos estados brasileiros: evidências de desindustrialização. **Nova Economia (UFMG)**, v. 29, n. 1, p. 75-101, 2019.

STUMM, M. G.; NUNES, W.; PERISSINOTTO, R. Ideias, instituições e coalizões: as razões do fracasso da política industrial lulista. **Revista de Economia Política**, v. 39, n.4, p. 736-754, 2019

SZIRMAI, A. Industrialisation as an engine of growth in developing countries, 1950-2005. **Structural change and economic dynamics**, v. 23, n. 4, p. 406-420, 2012.

TEIXEIRA, F. O. et al. Grau de especialização da cesta de exportações e sua relação com o crescimento econômico dos estados brasileiros. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL (ANPEC-SUL), 21., 2018, Curitiba-PR-Brasil. **Anais...** 2018.

TEIXEIRA; F. O. CORONEL, D. A. OREIRO, J. L. principais determinantes do comportamento e da intensidade tecnológica das exportações brasileiras. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA. **Anais...** Campinas (SP) IE-UNICAMP, 2019. Disponível em: <<https://www.even3.com.br/anais/akb/171123-principais-determinantes-do-comportamento-e-da-intensidade-tecnologica-das-exportacoes-brasileiras>>. Acesso em: 21 nov. 2019.

VERÍSSIMO, M. P.; **Doença holandesa no Brasil**: Ensaio sobre taxa de câmbio, perfil exportador, desindustrialização e crescimento econômico. 2010. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Uberlândia, 2010.

VERÍSSIMO, M. P.; ARAÚJO, S. C. Perfil Industrial de Minas Gerais e a hipótese de desindustrialização estadual. **Revista Brasileira de Inovação**. Campinas, v. 15, n.1, p. 113-138, jan./jun. 2016.