



PERFIL INDUSTRIAL DAS EXPORTAÇÕES DO ESTADO DO PARANÁ E A HIPÓTESE DE DESINDUSTRIALIZAÇÃOⁱ

Leonardo Sangoi Copetti

Doutorando em Administração UFSM- E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

Daniel Arruda Coronel-E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Resumo: Este trabalho tem como objetivo analisar o perfil industrial do Estado do Paraná do Brasil, visando responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização no Estado do Paraná? Nesse sentido, foram ajustados dois modelos Vetorial de Correção de Erro (VEC), com as seguintes variáveis dependentes: exportações da indústria de transformação (alta intensidade, média-alta, média-baixa e baixa intensidade) do Estado do Paraná e exportações de produtos não industriais do Estado. As variáveis independentes foram taxa de câmbio real efetiva; índice de preços das *commodities*; e coeficiente do grau de abertura comercial. Os resultados indicaram que as exportações dos produtos não industriais apresentaram um aumento maior do que os produtos por intensidade tecnológica. Em relação às importações dos produtos não industriais, constatou-se uma queda, e um aumento dos produtos por intensidade tecnológica. Com relação à estimação do VEC, os resultados indicaram que a desvalorização cambial estimula as exportações, que a abertura comercial foi extremamente prejudicial às exportações e que a variável índice de preço das *commodities* apresentou sinal contrário ao esperado. Por fim, conclui-se que há fortes evidências do processo de desindustrialização no Estado do Paraná.

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

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 (2009a; 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 com esta 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.

Não obstante a isso, a maior parte dos estudos tem como foco o país, não abordando os impactos nas macrorregiões ou nos estados brasileiros, os quais têm peculiaridades que podem influenciar na dinâmica desse processo.

Nesse sentido, seguindo esta temática, mas com foco regional, este trabalho tem como problema de pesquisa responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização no Estado brasileiro do Paraná? Objetivamente, visa-se verificar os prenúncios de desindustrialização na economia brasileira, enfatizando o Estado do Paraná.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC, 2018), o estado do Paraná foi responsável, em média, de 2007 a 2018, por aproximadamente 1,28% das exportações dos produtos de alta intensidade tecnológica, por 8,81% dos de média-alta intensidade tecnológica, por 2,04% dos de média baixa, por 14,81% dos de baixa intensidade tecnológica e por 5,12% dos produtos não industriais em relação à média das exportações brasileiras.

Apesar da importante participação, ainda há uma lacuna a ser preenchida visando analisar com maior acuidade o perfil exportador do estado, bem como para quais mercados estão direcionados os produtos da pauta exportadora e quais os produtos que mais se destacam.

A partir das respostas a essas questões, será possível formular estratégias e ações visando aumentar a competitividade do setor, bem como políticas industriais que efetivamente



sejam eficazes para uma reconfiguração industrial, não apenas meras reduções e isenções tarifárias.

Nesse sentido, o presente trabalho se propõe a mostrar empiricamente se essa região passa por um processo de desindustrialização e quais variáveis econômicas podem auxiliar a reversão ou o aprofundamento desse processo, visando a uma reestruturação produtiva no setor industrial.

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 a análise do perfil das exportações do Estado do Paraná. Na seção seguinte, apresentam-se os procedimentos metodológicos utilizados. 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 no setor 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 sobrevalorização cambial, abertura econômica, altas taxas de juros, infraestrutura inadequada e 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 Padrão de especialização das exportações do Estado do Paraná

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE, 2019), o Paraná é o quinto estado com maior participação no PIB nacional, visto que, de 2007 a 2018, apresentou uma média de 6,05% do PIB do país.

Em relação às exportações do Paraná, de acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), em 2018, elas totalizaram US\$ 20,04 bilhões (5ª posição no ranking de exportação dos estados brasileiros, com uma participação de 8,35% nas exportações do país). No que tange às importações, o valor total foi de US\$ 12,37 bilhões (4ª posição dos estados brasileiros, com uma participação de 6,83%).

Segundo o MDIC (2019), a China foi o principal destino das exportações do Paraná, em 2018, com um total de US\$ 4,80 bilhões, representando 23,95% das exportações totais do estado, seguida pela Holanda, com US\$ 2,27 bilhões (11,33%) e a Argentina, com US\$ 1,48 bilhões (7,39%). Além disso, os principais produtos exportados pelo Estado do Paraná foram: soja, mesmo trituração com US\$ 4,34 bilhões (21,66%); carnes e miudezas, frescas, refrigeradas ou congeladas de aves com US\$ 2,31 bilhões (11,53%) e barcos e estruturas flutuantes com US\$ 1,64 bilhões (8,18%).

Na Tabela 1ⁱⁱ, encontra-se a composição das exportações do Paraná por setor de atividade econômica, de 2007 a 2018.

Tabela 1 - Composição das exportações do Paraná por setor da atividade econômica – 2007-2018

Ano	Produtos não industriais		Indústria de transformação		Demais produtos		Total	
	Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%
2007	1,89	15,35	10,27	83,28	0,17	1,37	12,33	100,00
2008	2,56	16,82	12,35	81,16	0,31	2,02	15,22	100,00
2009	2,36	21,11	8,62	76,99	0,21	1,91	11,20	100,00
2010	3,09	21,87	10,78	76,22	0,27	1,92	14,14	100,00
2011	4,09	24,31	12,39	73,55	0,36	2,15	16,85	100,00
2012	4,77	27,02	12,57	71,11	0,33	1,87	17,67	100,00
2013	5,12	28,11	12,84	70,50	0,25	1,40	18,21	100,00
2014	4,14	25,39	11,92	73,06	0,25	1,55	16,31	100,00
2015	3,90	26,16	10,83	72,67	0,17	1,17	14,91	100,00
2016	3,50	23,05	11,58	76,34	0,09	0,60	15,17	100,00
2017	4,79	26,47	13,18	72,88	0,12	0,65	18,08	100,00
2018	5,61	28,00	14,35	71,60	0,08	0,40	20,04	100,00

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

O setor não industrial apresentou um aumento de 12,65%, passando de 15,35%, em 2007, para 28,00%, em 2018, já o setor industrial apresentou um declínio de 11,68%. Convém ressaltar que a maior parte dos produtos do setor não industrial são *commodities*, como agricultura e pecuária, conforme dados do MDIC (2018).

A Tabela 2 ilustra as taxas geométricas de crescimentoⁱⁱⁱ das exportações da indústria de transformação e dos produtos não industriais para o Estado do Paraná e para a economia brasileira, no período de 2007 a 2018.

Tabela 2- Taxas geométricas de crescimento das importações e exportações do Estado do Paraná e do Brasil por setor da atividade econômica – 2007-2018

Taxa de crescimento (%)	Paraná		Brasil	
	Exportações	Importações	Exportações	Importações
Produtos não industriais	7,84%	-9,74%	5,23%	-3,36%
Indústria de transformação	3,42%	2,41%	0,80%	2,00%
Total	3,28%	0,61%	2,13%	1,29%

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

Com base nos dados da Tabela 2, é possível visualizar a taxa de crescimento das exportações do setor não industrial do Estado do Paraná e do Brasil no período, os quais apresentaram um aumento de mais de cinco pontos percentuais.

Em relação às exportações da indústria de transformação, os resultados indicaram um aumento de 3,42% para o Estado do Paraná e de 0,80% para a economia brasileira. Um ponto importante a considerar, na análise do crescimento da indústria de transformação do

Estado do Paraná, foi a queda da participação da indústria de transformação no PIB do , o qual passou de 24,1 para 22,6%, de 2007 a 2014, conforme estudo de Silva (2019).

A análise da Tabela 2 demonstrou uma retração das importações dos produtos não industriais, tanto para o estado como para o país, 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.

Na Tabela 3, encontram-se as exportações do Estado do Paraná e do Brasil segundo o grau de intensidade tecnológica, em 2007 e 2018.

Tabela 3 Exportações e importações, segundo o grau de intensidade tecnológica do Estado do Paraná e do Brasil – 2007/2018

País/ região	Exportação							
	Paraná				Brasil			
	2007		2018		2007		2018	
Ano	Em bilhões de US\$	%						
Produtos não industriais	1,89	15,35	5,61	28,00	38,70	24,11	99,14	41,33
Baixa	5,87	47,58	8,73	43,54	41,88	26,09	52,74	21,99
Média-baixa	0,58	4,69	2,32	11,59	28,80	17,94	37,65	15,70
Média-alta	3,70	29,98	3,17	15,80	38,50	23,98	37,17	15,50
Alta	0,13	1,02	0,13	0,67	9,65	6,01	10,96	4,57
Demais produtos	0,17	1,37	0,08	0,40	2,99	1,87	2,22	0,93
Total	12,33	100,00	20,04	100,00	160,52	100,00	239,89	100,00
País/ região	Importação							
	Paraná				Brasil			
	2007		2018		2007		2018	
Ano	Em bilhões de US\$	%						
Produtos não industriais	2,01	22,32	0,98	7,89	20,80	17,26	18,01	9,94
Baixa	0,59	6,51	1,00	8,06	8,02	6,66	14,31	7,89
Média-baixa	0,82	9,06	2,55	20,60	19,81	16,44	43,22	23,85
Média-alta	4,66	51,72	6,57	53,13	51,42	42,68	77,37	42,69
Alta	0,94	10,40	1,28	10,32	20,43	16,96	28,32	15,63
Total	9,01	100,00	12,37	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, tanto do Estado do Paraná como nas demais



regiões brasileiras, bem como foram 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, tanto para o Estado do Paraná como para o Brasil, o que corrobora fortemente com as pesquisas dos economistas do Novo-Desenvolvimentismo que apregoam que os preços das *comodities* 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).

Por fim, a análise das importações por intensidade tecnológica indicou aumento para todos os seus setores tanto para o Estado do Paraná como para o Brasil, o que tem forte relação com o câmbio apreciado e com a abertura econômica desordenada, conforme já destacado neste trabalho. A economia brasileira, a partir do Governo Collor, desde a década de 1990, não analisou detalhadamente as peculiaridades dos setores produtivos da economia brasileira, bem como as altas taxas de juros que inibem os investimentos internos e a infraestrutura inadequada, conforme autores como Coronel, Azevedo e Campos (2014), Peres et al. (2019) e Colombo, Felipe e Sampaio (2019).

Enfim, uma análise dos dados esboçados anteriormente, por mais simples que seja, mostra um aumento das exportações dos produtos não industriais tanto do Brasil como do Estado do Paraná, bem como decréscimo de suas importações e um aumento das importações de todos os setores por intensidade tecnológica.

3 Metodologia

3.1 Procedimentos econométricos

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 estacionárias^{iv}. 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 seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (1995), da seguinte forma:

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

com: $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i\right)$ 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:

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

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

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 pode ser estimada e analisada^v. 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 ($n \times 1$), A_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$) e $u_t \sim IID(\mu, \sigma^2)$.

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (7) 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 Π . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): 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 (1995), 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:

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

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 indústria de transformação (alta intensidade, média-alta, média-baixa e baixa intensidade) e outro com os produtos não industriais do Estado do Paraná, como 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: exportações da indústria de transformação (alta intensidade, média-alta, média-baixa e baixa intensidade do Estado do Paraná;

PNI: exportações de produtos não industriais do Estado do Paraná;

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

IPCOM: índice de preços das *commodities*; e

ABERT: coeficiente do grau de abertura comercial – soma das exportações e importações totais em relação ao PIB do Estado do Paraná - 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: na Fundação do Centro de Estudos do Comércio Exterior – FUNCEX (2019), para as variáveis exportações do Estado do Paraná da indústria da transformação (somatório das exportações dos produtos de baixa, média-baixa, média-alta e alta tecnologia, em dólares – US\$), e exportações do Estado do Paraná dos produtos não industriais (somatório das exportações dos produtos não industriais, em dólares – US\$); 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 World Bank (2019), para a variável índice de preços das *commodities*; e na FUNCEX (2019) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2019), para a variável coeficiente de abertura comercial do Estado do Paraná (somatório das importações e exportações totais, dividido pelo somatório do PIB deste estado). 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 4, encontra-se um resumo das variáveis que foram utilizadas no modelo.

Tabela 4 – Variáveis utilizadas no modelo e as respectivas siglas

Variável	Sigla
Exportações da indústria de transformação do Estado do Paraná	INDTRANSF
Exportações dos produtos não industriais do Estado do Paraná	PNI
Taxa de câmbio real efetiva	TCREF
Índice de preços das <i>commodities</i>	IPCOM
Coeficiente de abertura comercial	ABERT

Fonte: Organização dos autores

A série exportações da indústria da transformação do Estado do Paraná (INDTRANSF) foi dessazonalizada pelo método *Seasonal-trend Decomposition – STL* do software *Eviews 11* e teve seu nome alterado para INDTRANSF_STL. A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries e seus nomes foram alterados acrescentando um ‘L’ no início^{vi}.

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%.

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 das exportações do Estado do Paraná da indústria de transformação e dos produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice dos 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	-2.143607	ns	constante	0.528830	**
LPNI	constante	-6.190239	***	constante	0.771777	ns
LTCREF	constante	-1.623778	ns	constante	0.722589	**
LIPCOM	constante	-2.149694	ns	constante	0.413620	*
LABERT	constante	-6.132014	***	constante	0.113011	ns

Nota 1: *** significativo a 1; ** significativo a 5; * significativo a 10; ns não significativo
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na Tabela 2, observa-se que as séries das exportações dos produtos não industriais (LPNI) e abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 1% de significância para os testes ADF e KPSS; e a série índice de preços das *commodities* (LIPCOM) foi estacionária em nível, com 5% de significância para o teste KPSS; já as demais variáveis não foram estacionárias em nível. Por outro lado, os resultados da Tabela 3 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 das exportações do Estado do Paraná da indústria de transformação e produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice dos 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	-13.72589	***	constante	0.047485	ns
LPNI	constante	-10.60307	***	constante	0.201030	ns
LTCREF	constante	-9.016943	***	constante	0.192924	ns
LIPCOM	constante	-6.698319	***	constante	0.116952	ns
LABERT	constante	-16.49433	***	constante	0.082300	ns

Nota 1: *** significativo a 1; ** significativo a 5; * significativo a 10; ns não significativo.
 Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuosos os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica das exportações da indústria da transformação e produtos não industriais do Paraná.

4.2 Indústria de transformação do Estado do Paraná

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* 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 de transformação

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	315.3939	NA	1.37e-07	-4.448484	-4.364437	-4.414330
1	780.3653	896.7306	2.25e-10	-10.86236	-10.44213*	-10.69159
2	813.1577	61.36865	1.77e-10	-11.10225	-10.34583	-10.79487*
3	832.9366	35.88455*	1.68e-10*	-11.15624*	-10.06363	-10.71223
4	841.5951	15.21418	1.87e-10	-11.05136	-9.622561	-10.47074

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 7, é possível indicar que o número de defasagens é de 3 (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 de transformação

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	43.73094**	0.0210	28.19018**	0.0135
R≤1	15.54077	0.4136	10.36781	0.4472
R≤2	5.172957	0.5436	4.528162	0.5462
R≤3	0.644795	0.4824	0.644795	0.4824

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

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 1 do sumário do teste, com as variáveis em nível sem tendência determinística e as equações de cointegração sem 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)
1,0000	-2.010971***	-0.999667***	+4.319923***
	(0.34282)	(0.31490)	(0.75110)
	[-5.86592]	[-3.17458]	[5.75145]

Nota 1: LINDTRANSF_STL = logaritmo *neperiano* das exportações da indústria de transformação do Estado do Paraná - dessazonalizada pelo método *Seasonal-trend Decomposition – STL* (US\$); 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 (7), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LINDTRANSF_t = + 2,01 LTCREF_t + 1,00 LIPCOM_t - 4,32 LABERT_t \quad (7)$$

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 2,01% nas exportações da indústria de transformação do Estado do Paraná. 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* ocasiona um acréscimo de 1% nas exportações da indústria da transformação do Estado do Paraná. 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 Estado do Paraná, 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 4,32% nas exportações da indústria de transformação do Estado do Paraná. 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 de transformação

Defasagens	Teste de Portmanteau			Teste LM		
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.297252	---	0.299390	---	4.650451	0.9972
2	1.598877	---	1.619879	---	10.42468	0.8435
3	2.592647	---	2.635411	---	5.824134	0.9899
4	7.075069	1.0000	7.249669	1.0000	5.891657	0.9892
5	22.33108	0.9973	23.07071	0.9961	17.16403	0.3751
6	43.73083	0.9433	45.42867	0.9183	23.63661	0.0977
7	54.28115	0.9719	56.53426	0.9538	13.15171	0.6616

8	64.04129	0.9883	66.88593	0.9774	11.60034	0.7710
9	82.35164	0.9686	86.45424	0.9371	20.09194	0.2161
10	93.49781	0.9812	98.45781	0.9560	13.15966	0.6611
11	104.2451	0.9896	110.1215	0.9707	12.79170	0.6879
12	125.6119	0.9647	133.4915	0.9037	23.71389	0.0959

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 usado um instrumento proporcionado pelo modelo 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 da 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	69.91228	12.46108	15.45155	2.175087
	12	56.97537	17.90952	20.20735	4.907757
	18	53.07118	19.82321	21.76372	5.341891
	24	50.86082	20.84739	22.68511	5.606691

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das exportações da indústria da transformação (LINDTRANSF_STL), apresentados na Tabela 11, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 50,86% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 49,14% restantes são atribuídos às demais variáveis, 20,85% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 22,68% ao índice de preços das commodities (LIPCOM) e 5,61% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT). Esse resultado mostra que o índice de preços das *commodities* possui elevada influência sobre as exportações da indústria de transformação, podendo ser um indicio de uma especialização em bens intensivos em recursos naturais e mais um indicativo do processo de reprimarização da economia.

4.3 Produtos não industriais do Estado do Paraná

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 os produtos não industriais

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	BIC	HQC
1	595.2519	NA	2.99e-09	-8.275028	-7.938840	-8.138411

2	639.9244	84.23955	1.99e-09	-8.684635	-8.012259*	-8.411401*
3	659.8856	36.50042*	1.88e-09*	-8.741223*	-7.732660	-8.331373
4	669.4809	16.99741	2.07e-09	-8.649727	-7.304976	-8.103261

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, foi possível indicar que três defasagens devem ser incluídas no VAR, visto que, dos cinco critérios considerados, três 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 1% (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 os produtos não industriais

	Estatística do Traço		Estatística do Máximo Autovalor	
	Calculado	P-valor	Calculado	P-valor
R=0	57.27197***	0.0004	40.68529***	0.0001
R≤1	16.58667	0.3385	11.63606	0.3291
R≤2	4.950611	0.5745	4.949362	0.4845
R≤3	0.001249	0.9781	0.001249	0.9781

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 os produtos não industriais

LPNI (-1)	LTCREF (-1)	LIPCOM (-1)	LABERT (-1)
1,0000	-2.254273***	-1.272915***	1.693601***
	(0.29573)	(0.26934)	(0.70386)
	[-7.62262]	[-4.72603]	[2.40616]

Nota 1: LPNI = logaritmo *neperiano* das exportações dos produtos não industriais (US\$); 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; 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.

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.

$$LPNI_t = +2,25 LTCREF_t +1,27 LIPCOM_t -1,69 LABERT_t \quad (8)$$

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 2,25% nas exportações dos produtos não industriais do Estado do Paraná, 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 1,27% nas exportações dos produtos não industriais do Estado do Paraná. 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 do Estado do Paraná, 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 1,69% nas exportações dos produtos não industriais do Estado do Paraná, 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 os produtos não industriais

Defasagens	Teste de Portmanteau				Teste LM	
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	1.302166	---	1.311534	---	16.08624	0.4470
2	5.109126	---	5.173668	---	23.24991	0.1072
3	11.45072	---	11.65413	---	21.60844	0.1563
4	26.38077	0.5521	27.02330	0.5170	21.98915	0.1435
5	43.64561	0.4867	44.92757	0.4328	19.92363	0.2237
6	61.50451	0.4219	63.58613	0.3514	21.02345	0.1776
7	68.25268	0.7246	70.68947	0.6505	7.550481	0.9611
8	76.91681	0.8706	79.87869	0.8123	9.603270	0.8865
9	89.63661	0.9001	93.47237	0.8391	13.91319	0.6052
10	112.4571	0.7625	118.0483	0.6337	24.56597	0.0779
11	133.9702	0.6277	141.3958	0.4511	25.19540	0.0665
12	148.7361	0.6480	157.5461	0.4503	17.55037	0.3509

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 15, até doze 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.

Na Tabela 16, apresentam-se os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão para o modelo dos produtos não industriais.

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

Variável	Período (meses)	LPNI	LTCREF	LIPCOM	LABERT
LPNI	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	81.12606	4.368365	2.233961	12.27161
	12	78.62622	4.053219	2.470064	14.85050
	18	72.97511	3.933164	3.610905	19.48083
	24	69.07156	3.707588	4.290404	22.93045

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Os resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das exportações dos produtos não industriais (LTNI), apresentados na Tabela 16, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 69,07% de seu comportamento



devem-se a ela própria, sendo que os 30,93% restantes são atribuídos às demais variáveis, 3,71% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 4,29% ao índice de preços das *commodities* (LIPCOM) e 22,93% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT).

5 Conclusões

O presente trabalho visava responder se está ocorrendo um processo de desindustrialização no Estado do Paraná, e, neste sentido, utilizou-se de revisão bibliográfica, análise estatística e da estimação de um modelo econométrico VEC.

Os resultados indicaram que as exportações dos produtos não industriais, de 2007 a 2018, apresentaram um aumento maior do que os produtos por intensidade tecnológica (baixa, média-baixa, média-alta e alta). Além disso, o Estado do Paraná aumentou as importações dos produtos por intensidade tecnológica e diminuiu as importações dos produtos 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 as exportações 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 dos produtos não industriais. 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 do estado.

Com este trabalho, avançou-se no sentido de estudar o processo de desindustrialização para o Estado do Paraná; contudo, não se pode generalizar os resultados para os demais estados brasileiros. Além disso, uma limitação do trabalho está relacionada às variáveis macroeconômicas utilizadas, ou seja, utilizaram-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 do Estado do Paraná.

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.
- BONELLI, R.; PESSOA, S.; MATOS, S. Desindustrialização no Brasil: fatos e interpretação. In: BACHA, E.; BOLLE, M. B. (Org.). **O futuro da indústria no Brasil**: desindustrialização em debate. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.
- BOX, G. E. P.; PIERCE, D. A. Distribution of residual autocorrelations in autoregressive integrated moving average time series models. **Journal of the American Statistical Association**, v. 65, n. 332, p. 1509-1526, 1970.
- BRANDT, P. T.; WILLIAMS, J. T. **Multiple Time Series Models**. California: Sage, 2007.
- BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. New York: Cambridge University Press, 2008.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **Getúlio Vargas**: o estadista, a nação e a democracia. 2009a Disponível em: <<http://www.bresserpereira.org.br/listar>>. Acesso em: 15 fev. 2019.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. **Globalização e competição**: porque alguns países emergentes têm sucesso e outros não. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009b.
- 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.
- 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.
- BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, v. 17, 1978.
- 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.
- COLOMBO, A. O.; FELIPE, E. S.; SAMPAIO, D. A desindustrialização no Brasil: um processo, várias vertentes. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA. **Anais...** Campinas (SP) IE-UNICAMP, 2019. Disponível em: <<https://www.even3.com.br/anais/akb/172464-a-desindustrializacao-no-brasil--um-processo-varias-vertentes>>. Acesso em: 21 de nov. 2019.
- CORONEL, D.A. **Impactos da política de desenvolvimento produtivo na economia brasileira**. Curitiba: Prismas, 2013.
- 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.
- FERREIRA, P. C.; HAMDAN, G. Política industrial no Brasil: ineficaz e regressiva. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 2, p. 305-316, 2003.
- 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.
- GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressor include lagged dependent variables. **Econometrica**, v. 46, n. 6, p. 1293-1302, 1978.
- 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.
- 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.
- JOHANSEN, S. **Times series cointegration**. Creates Research Paper, n. 38, 2014.
- 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.
- KOOP. G. **Analysis of financial data**. New Jersey: John Wiley & Sons Ltd, 2006.
- 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.
- LIBÂNIO, G.; MORO, S.; LONDE, A. C. Qualidade das exportações e crescimento econômico nos anos 2000. ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA-ANPEC, 42. **Anais...** Natal, 2014.
- LJUNG, G. M.; BOX, G. E. P. On a measure of lack of fit in time series models. **Biometrika**, v. 65, n. 2 p. 297–303, 1978.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2007.
- LÜTKEPOHL, H. Vector autoregressive models. **EUI Working Paper**, n.30, 2011.
- 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 COMÉRCIO EXTERIOR (MIDIC). **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.
- PERES, S.C. et al. Uma investigação sobre os determinantes da desindustrialização: teorias e evidências para países desenvolvidos e em desenvolvimento (1970-2015). In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL (ANPEC-SUL), 21., 2018, Curitiba-PR-Brasil. **Anais...** 2018.
- PINHEIRO, M. C. et al. **Porque o Brasil não precisa de política industrial**. Rio de Janeiro: FGV, 2007. (Texto para discussão 644).
- PINTO, N. G. M. ; SILVA, M. L.; CORONEL, D. A. O processo de desindustrialização: um levantamento sobre a produção científica na base do Scopus. **Revista de Administração da UEG**, v. 6, n. 3, p. 78-88, 2015.
- 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.
- SHUMWAY, R. H.; STOFFER, D. S. **Times series analysis and its applications with R examples**. New York: Springer, 2006.
- SILVA, J.A. A desindustrialização na região Sul. **Cadernos Metropolitanos**, São Paulo, v. 21, n. 45, p. 531-550, 2019.
- 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.
- SQUEFF, G. C. **Desindustrialização: luzes e sombras no debate brasileiro**. Brasília: IPEA, 2012. (Texto para discussão 1747).
- STRACK, D.; AZEVEDO, A. F. Z. A doença holandesa no Brasil: sintomas e efeitos. **Economia e Desenvolvimento**, v. 24, n. 2, p. 68-91, 2012.
- 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.

WORLD BANK. **World Bank Commodity Price Data**. Disponível em: <pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx>. Acesso em: 01 ago. 2019.

ⁱEste trabalho contou com aporte da FAPERGS e do CNPq, através do Edital Universal-2018.

ⁱⁱ 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.

ⁱⁱⁱ 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 $[\text{antilog}(\hat{\beta}_2) - 1] \times 100$.

^{iv}Um 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.)

^vEngle 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 $X_t \sim CI(d, b)$.

^{vi} Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural com o intuito de normalizar os desvios.