

# Perfil industrial das exportações da Região Sul do Brasil e a hipótese de desindustrialização<sup>1</sup>

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o perfil industrial da Região Sul do Brasil, visando responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização na Região Sul do Brasil? 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) da Região Sul do Brasil e exportações de produtos não industriais dessa região. As variáveis independentes foram taxa de câmbio real efetiva; índice de preços das commodities não energéticas; 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 não energéticas apresentou sinal contrário ao esperado. Por fim, conclui-se que há fortes evidências do processo de desindustrialização na Região Sul do Brasil.

**PALAVRAS-CHAVE:** Indústria de Transformação; Taxa de Câmbio; Vetor de Correção de Erros.

**Daniel Arruda Coronel**

[daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria.  
Santa Maria. Rio Grande do Sul. Brasil.

**Luciane Flores Jacobi**

[lucianefi8@gmail.com](mailto:lucianefi8@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria.  
Santa Maria. Rio Grande do Sul. Brasil.

**Leonardo Sangoi Copetti**

[leonardocopetti@hotmail.com](mailto:leonardocopetti@hotmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria.  
Santa Maria. Rio Grande do Sul. Brasil.

**Adriano Mendonça de Souza**

[amsouza.sm@gmail.com](mailto:amsouza.sm@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria.  
Santa Maria. Rio Grande do Sul. Brasil.

<sup>1</sup>Este trabalho contou com aporte do CNPq, através do Edital Universal-2018.

## 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 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.

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 na Região Sul do Brasil? Objetivamente visa-se verificar os prenúncios de desindustrialização na economia brasileira, enfatizando a Região Sul do país.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC, 2018), a Região Sul é responsável por aproximadamente 12,04% das exportações dos produtos de alta intensidade tecnológica, por 23,1% dos de média-alta

intensidade tecnológica, por 4,62% dos de média baixa, por 29,09% dos de baixa intensidade tecnológica e por 31,15% dos produtos não industriais.

Apesar da importante participação, ainda há uma lacuna a ser preenchida visando analisar com maior acuidade o perfil exportador da região, 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 análise do perfil das exportações da Região Sul. Na seção seguinte apresenta-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) no 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).

Ademais, é relevante destacar, com acuidade, que a indústria seria o lócus em que ocorre a maior parte da inovação tecnológica, pois promove maior

produtividade e crescimento econômico. Dessa forma, a taxa de crescimento econômico está associada ao tamanho do setor manufatureiro na economia. Assim, os países que possuísem uma alta participação de emprego no setor industrial frente aos demais setores apresentariam maiores elevações no PIB (SQUEFF, 2012).

Com base no arcabouço keynesiano/kaldoriano, pode-se inferir que as exportações influenciam nas taxas de crescimento dos países por meio dos multiplicadores de investimento, os quais ajustam a taxa de crescimento do consumo. Por fim, os países que obtêm alta elasticidade-renda da demanda internacional, oriunda de suas exportações, têm um melhor crescimento econômico (LIBÂNEO; MORO; LONDE, 2014).

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.

Os argumentos expostos anteriormente podem ser corroborados por Oreiro e Feijó (2010), que também coadunam com a hipótese de uma desindustrialização positiva caso ocorra um aumento na participação de produtos com maior intensidade tecnológica em detrimento da transferência para o exterior de atividades intensivas em mão de obra ou com menor valor adicionado; contudo, se esse processo for oriundo de um processo de reprimarização da pauta exportadora, é prejudicial à competitividade do setor, a qual tem forte relação com a “doença holandesa”, que consiste numa falha de mercado.

A doença holandesa ocorreu durante a década de 1960, na Holanda, quando houve a descoberta de enormes reservas de gás de petróleo. Com o aumento das exportações de gás, a taxa de câmbio começou a se apreciar, de forma que, se nada fosse feito, a taxa de câmbio ia cada vez mais se apreciar, fazendo com que o país trocasse indústrias de alto conteúdo tecnológico pela produção de gás. Como forma de evitar isso, o governo criou um imposto sobre as exportações (BRESSER-PEREIRA, 2009b).

Ainda nesse contexto, a desindustrialização ocorreu devido à sobrevalorização cambial, a qual começou a reduzir a competitividade do setor industrial exportador no mercado internacional (STRACK; AZEVEDO, 2012).

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).

Convém ressaltar que o debate sobre desindustrialização é complexo e não apresenta uma unicidade. Autores como Bonelli, Pessoa e Matos (2013) entendem que a economia brasileira apresentou, nas décadas de 1970 e 1980, uma doença soviética, ou seja, um crescimento muito maior do que outras nações (170 países analisados), contudo, a partir dessa época, observa-se o crescimento dentro dos padrões normais de outras nações e, desde meados de 1990, o crescimento está abaixo do de outras nações, mas dentro das margens de significância do modelo estimado. Por fim, não há elementos que justifiquem a presença de uma desindustrialização prejudicial, mas ocorre algo normal pelo qual já passaram outros países.

Dada a importância desse tema para políticas industriais e de comércio exterior, vários estudos, em âmbito internacional, têm abordado essa temática. De acordo com pesquisa feita na Plataforma Scopus, a partir da inserção dos termos *dutch disease* e *deindustrialization*, dentro das áreas de interesse, a saber: Administração, Gestão, Contabilidade, Economia, Econometria e Finanças, foram encontrados, de 1985 a 2014, trezentos e trinta e dois artigos, sendo que os

periódicos que mais publicaram sobre esse tema foram Word Development; Resources Policy e Brazilian Journal of Political Economy, já os autores que mais publicaram foram Richard Auty, Luiz Carlos Bresser-Pereira e Ragner Torvik. Em relação às universidades e instituições, as que mais se destacaram foram University of Oxford, The World Bank e Wageningen University and Research Centre; em relação aos países que mais publicaram sobre o tema, os destaques foram Estados Unidos, Reino Unido e Holanda. Já os artigos mais citados foram “The narrow moving band, the Dutch disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher. Notes on trade in the presence of dynamic scale economies”, publicado em 1987; “Natural resources, education, and economic development”, de 2001 e “Learning to love the Dutch disease: Evidence from the mineral economies”, publicado em 1995 (PINTO; SILVA; CORONEL, 2015; CORONEL, 2019).

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).

A política industrial é um tema controverso, com vários autores de cunho neoclássico apresentando restrições à sua utilização (por exemplo, FERREIRA; HAMDAN, 2003; PACK; SAGGI, 2006; PINHEIRO et al., 2007). Esses autores argumentam que as políticas industriais beneficiam poucos setores da economia, ou seja, ao escolher medidas para proteger determinados setores, muitas vezes por critérios mais fundamentados em pressões políticas e de instituições, os governos deixam de fomentar o desenvolvimento de setores estratégicos para o desenvolvimento econômico e social do país.

Outro argumento contrário à utilização das políticas industriais é que, em vista da cultura patrimonialista – ou seja, a tênue divisão que separa o que é público do que é privado em países como o Brasil –, essas políticas colaboram para o aumento da corrupção, dos vícios públicos, da socialização dos prejuízos e dos benefícios privados. Ainda segundo os autores citados, países como o Brasil, que utilizam de subsídios ao crédito como instrumentos de política industrial, não têm uma situação financeira que lhes permita arcar com esse custo fiscal (CORONEL, 2013).

Desde 2000, três políticas industriais foram utilizadas para fomentar a competitividade do setor industrial: 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 da Região Sul

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE, 2019), a Região Sul é a segunda região com maior participação no PIB, visto que, de 2007 a 2018, apresentou uma média de 16,25%. Já a participação dos estados foram, respectivamente, de 6,05% (Paraná), 6,20% (Rio Grande do Sul) e 4,00% (Santa Catarina).

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2018), em 2018, as exportações da região totalizaram US\$ 50 bilhões (2ª posição no ranking de exportação das regiões brasileiras, com uma participação de 20,84% nas exportações do país). No que tange às importações, o valor total foi de US\$ 39 bilhões (2ª posição nacional, com uma participação de 21,59%).

Ainda segundo os dados do MDIC (2018), em 2018, a China foi o principal destino das exportações da Região Sul, com um total de US\$ 14 bilhões, representando 28% das exportações totais, seguida pelos Estados Unidos, com US\$ 5,53 bilhões (11,06%), e a Holanda, com US\$ 2,74 bilhões (5,48%). Os principais produtos exportados e suas participações nas exportações totais da região foram sementes, frutos oleaginosos e grãos com US\$ 12,52 bilhões (25,04%), carnes e miudezas com US\$ 6,79 bilhões (13,58%) e embarcações e estruturas flutuantes com US\$ 4,49 bilhões (8,98%).

Na Tabela 1<sup>2</sup>, encontra-se a composição das exportações da Região Sul por setor de atividade econômica, de 2007 a 2018.

Tabela 1 – Composição das exportações da Região Sul 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	6,31	18,19	28,02	80,84	0,34	0,97	34,66	100,00
2008	7,68	18,35	33,64	80,40	0,52	1,25	41,84	100,00
2009	8,71	26,55	23,78	72,49	0,32	0,96	32,80	100,00
2010	8,20	22,16	28,42	76,77	0,40	1,08	37,02	100,00
2011	11,20	24,51	33,93	74,22	0,58	1,27	45,71	100,00
2012	11,29	25,75	32,02	72,99	0,56	1,27	43,87	100,00
2013	14,11	27,17	37,32	71,88	0,49	0,95	51,92	100,00
2014	12,18	27,72	31,26	71,16	0,49	1,12	43,93	100,00
2015	11,48	28,65	28,21	70,41	0,38	0,94	40,06	100,00
2016	10,44	26,53	28,70	72,94	0,21	0,52	39,34	100,00
2017	12,71	28,65	31,41	70,80	0,25	0,56	44,37	100,00
2018	14,24	28,48	35,58	71,16	0,18	0,36	50,00	100,00

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

<sup>2</sup> 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.

Pela análise da Tabela 1, observa-se uma redução de 9,68% na participação das exportações da indústria de transformação, passando de 80,84%, em 2007, para 71,16% em 2018.

O setor não industrial apresentou um aumento de 10,29%, passando de 18,19%, em 2007, para 28,48% em 2018, já os demais produtos apresentaram um declínio de 0,61. Convém ressaltar que a maior parte dos produtos desta categoria são commodities, como agricultura e pecuária, conforme dados do MDIC (2018). Ainda nesse contexto, isso pode ser corroborado pelo trabalho de Teixeira et al. (2018), no qual analisaram o comportamento das exportações da Região Sul, de 1995 a 2014, e constataram que o setor não industrial apresentou ganhos de representatividade em torno de 20%.

A Tabela 2 ilustra as taxas geométricas de crescimento<sup>3</sup> das exportações da indústria de transformação e dos produtos não industriais para a Região Sul e para a economia brasileira, no período de 2007 a 2018.

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

Taxa de crescimento (%)	Região Sul		Brasil	
	Exportações	Importações	Exportações	Importações
Produtos não industriais	6,14%	-2,06%	5,23%	-3,36%
Indústria de transformação	1,14%	3,62%	0,80%	2,00%

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 da Região Sul e do Brasil no período, pois elas apresentaram um aumento de mais de cinco pontos percentuais.

Em relação às exportações da indústria de transformação, os resultados indicaram um aumento de 1,14% para a Região Sul e de 0,80% para a economia brasileira. Um ponto importante a considerar, na análise do crescimento da indústria de transformação da Região Sul, foi a queda da participação da indústria de transformação no PIB do estado do RS, o qual passou de 22,8 para 17,8%, de 2004 a 2014, conforme estudo de Silva (2019).

A análise da Tabela 2 demonstrou uma retração das importações dos produtos não industriais, tanto para a região 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.

<sup>3</sup> Segundo Greene (2008), a taxa geométrica de crescimento da variável Y pode ser descrita por:  $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_i$ , representando a função log-linear teórica para a taxa de crescimento "t", onde  $u_i$  é um termo de erro aleatório,  $\beta_2$  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, encontram-se as exportações da Região Sul e do Brasil segundo o grau de intensidade tecnológica, em 2007 e 2018.

Tabela 3 – Taxas geométricas de crescimento das exportações e importações, segundo o grau de intensidade tecnológica da Região Sul e do Brasil, de 2007 a 2018

Exportação		
País/ região	Região Sul	Brasil
Produtos não industriais	6,14%	5,23%
Baixa	1,29%	1,64%
Média-baixa	3,40%	1,24%
Média-alta	-0,30%	-0,72%
Alta	0,64%	1,02%
Importação		
País/ região	Região Sul	Brasil
Produtos não industriais	-2,06%	-3,36%
Baixa	6,68%	3,92%
Média-baixa	4,09%	3,12%
Média-alta	2,93%	1,40%
Alta	2,72%	1,43%

Fonte: Elaboração do autor 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 da Região Sul 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 commodities 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 a Região Sul como para o Brasil, 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).

Por fim, a análise das importações por intensidade tecnológica indicou aumento para todos os seus setores tanto para a Região Sul 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 da Região Sul, bem como decréscimo de suas importações e um aumento das importações de todos os setores por intensidade tecnológica.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Modelo Analítico

O modelo Vetor Autorregressivo (VAR) é formado por um sistema de equações que permite investigar os efeitos das variáveis endógenas nelas mesmas, bem como o impacto causado pelas mudanças em uma variável nas demais e a quantidade de variância em cada variável que pode ser atribuída às alterações de cada variável nela mesma e nas demais (HAMILTON, 1994; BRANDT; WILLIAMS, 2007).

O modelo VAR, conforme Enders (2015), é expresso da seguinte forma:

$$Y_t = \beta_{10} - \beta_{12}Z_t + Y_{11}y_{t-1} + Y_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1)$$

$$Z_t = \beta_{20} - \beta_{21}y_t + Y_{21}y_{t-1} + Y_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2)$$

em que se assume que  $Y_t$  e  $Z_t$  são estacionários.

Com base nisso, infere-se que as variáveis influenciam mutuamente umas às outras, tanto em relação ao tempo  $t$  quanto à  $t-1$ . É por esse motivo que se utiliza o modelo VAR apenas quando há a confirmação de estacionariedade entre as séries, visto que, devido às variáveis contemporâneas  $Z_t$  e  $Y_t$  estarem individualmente correlacionadas com os erros  $\varepsilon_{yt}$  e  $\varepsilon_{zt}$ , esse modelo não pode ser estimado diretamente, tendo em vista que cada variável depende contemporaneamente uma da outra (HARRIS, 1995; SHUMWAY; STOFFER, 2006; LÜTKEPOHL, 2011).

Ainda nessa perspectiva, quando as variáveis forem não estacionárias, mas diferenciadas, estima-se um modelo de Vetor de Correção de Erros. Esse modelo torna-se necessário, pois permite a ligação entre os aspectos relacionados à dinâmica de curto e de longo prazo (HAMILTON, 1994; KOOP, 2006).

De acordo com Enders (2015) e Bueno (2015), em modelos de séries temporais, a primeira análise que deve ser feita é a determinação da ordem de integração das séries de interesse. Nesse sentido, utilizam-se os testes de raiz unitária de 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.

Um processo estocástico pode ser considerado 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 (GREENE, 2008; BUENO, 2015.)

O teste ADF consiste na estimação da seguinte equação por Mínimos Quadrados Ordinários e pode ser expresso, conforme Enders (2015), da seguinte forma:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

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

em que:

$\alpha_0$  é o intercepto;

$\gamma$  descreve o comportamento da série temporal;

$y$  representa a variável dependente;

$\Delta$  é a representação do operador de diferença; e

$\varepsilon_t$  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, utiliza-se o menor valor do critério de Schwarz (SBC) (ENDERS, 2015).

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com intercepto; com intercepto e tendência) é  $\gamma$ , sendo que, se  $\gamma = 0$ , a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da estatística  $\tau$  com os valores apropriados reportados por Dickey-Fuller para determinar a aceitação ou a rejeição da hipótese nula  $\gamma = 0$ . A hipótese nula será rejeitada se o valor calculado da estatística  $\tau$  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, sendo definido pelo procedimento de um teste de não estacionariedade contra a hipótese nula de estacionariedade, conforme Breitung, Brüggemann e Lütkepohl (2004) e Greene (2008), e pode ser formalmente expresso pela seguinte expressão:

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \quad (4)$$

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

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

Mesmo que as variáveis individualmente não sejam estacionárias, mas exista pelo menos uma combinação linear estacionária entre elas, há a possibilidade de que essas variáveis sejam cointegradas (AMISANO; GIANNINI, 1997; GREENE, 2008), ou seja, é possível verificar uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>4</sup>. Dessa forma, para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as séries, utiliza-se o teste de cointegração elaborado por Johansen (1988).

Antes de fazer o teste de cointegração, estima-se um VAR auxiliar, visando à determinação do processo de determinação do número de defasagens ótimas, também chamados de lags. Entre os critérios mais utilizados na literatura econômica de séries temporais, destaca-se o 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), conforme Lütkepohl(2007), Brooks (2008) e Bueno (2015).

O procedimento de Johansen (1988, 2014) 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 de cointegração.

Conforme Johansen (2014), definido um vetor  $z_t$  de n variáveis potencialmente endógenas, é possível especificar o seguinte processo gerador, e modelar  $z_t$  como um Vetor Autorregressivo (VAR) irrestrito com k defasagens de  $z_t$ :

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + K + A_k Z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (5)$$

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

Ainda conforme Johansen (2014), a Equação (5) pode ser reparametrizada em termos de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) esboçado como:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que:  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , (i = 1, ..., k-1) e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . O sistema contém informações de curto e longo

<sup>4</sup> Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existe um vetor  $\alpha$ , 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  $X_t \sim CI(d,b)$ .

prazo a mudanças de  $z_t$ , via estimativas de  $\hat{\Gamma}_t$  e  $\hat{\Pi}$ , respectivamente, onde  $\Pi = \alpha\beta'$ , com  $\alpha$  representando a velocidade de ajustamento ao desequilíbrio e  $\beta$  a matriz de coeficientes de longo prazo.

A importância do modelo de correção de erro reside no pressuposto de permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo (Hamilton, 1994; LÜTKEPOHL 2007, 2011).

O número de vetores de cointegração depende do posto ou rank ( $r$ ) da matriz  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, tem-se três possibilidades, conforme Enders (2015): se o posto de  $\Pi$  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  $\Pi$  é zero, então não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença e, quando  $\Pi$  tem posto reduzido, há  $r$  vetores de cointegração (HAMILTON, 1994).

Ainda segundo o autor citado anteriormente, 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:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda'_i) \quad (7)$$

Em que

$\lambda'_i$  = valores estimados das raízes características obtidos da matriz  $\Pi$ ;  
 $T$  = 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:

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1}) \quad (8)$$

Verificada a cointegração entre as séries analisadas, estima-se o modelo VEC.

Posteriormente, fazem-se dois testes para verificar a presença de autocorrelação. Um deles é o teste de Portmanteau, o qual calcula as estatísticas Box-Pierce / Ljung-Box multivariadas para correlação serial residual até a defasagem especificada.

Box-Pierce (1970) desenvolveram uma estatística  $Q$  baseada na soma dos quadrados das autocorrelações. A estatística de Box-Pierce, é comparada à distribuição Qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade. Caso o resíduo seja um ruído branco, a estatística  $Q$  definida segue uma distribuição Qui-quadrado com “ $q$ ” graus de liberdade.

Ljung-Box (1978), conhecido como teste de Box-Pierce modificado, também é utilizado para verificar se há falha de ajuste em um modelo temporal. O teste examina as “n” primeiras autocorrelações dos resíduos e, caso estas sejam pequenas, há indício de que não há falha no ajuste. A hipótese nula considera que as autocorrelações até o lag “n” são iguais a zero e a estatística do teste é dada por:

$$Q^* = T * (T - 2) \sum_k^n \frac{\hat{\rho}_k^2}{T - k} \quad (9)$$

onde  $\hat{\rho}_k$  é a autocorrelação estimada dos resíduos na defasagem “k” e “n” o número de lags testado. O teste irá rejeitar a hipótese nula caso  $Q^* > \chi_{1-\alpha; q}^2$ , sendo  $Q^*$  uma distribuição qui-quadrado com “q” graus de liberdade e nível de significância  $\alpha$ .

O teste de Breusch (1978) e Godfrey (1978), também conhecido como teste LM (Lagrange Multiplier), para autocorrelação, testa a hipótese nula de ausência de autocorrelação até a defasagem p. Após definir o modelo e estimar seus coeficientes, o teste consiste em efetuar uma regressão do resíduo contra o próprio resíduo defasado no tempo e as variáveis explicativas, de acordo com a Equação (10):

$$\hat{u}_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \hat{\rho}_1 \hat{u}_{t-1} + \hat{\rho}_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \hat{\rho}_p \hat{u}_{t-p} + v_t \quad (10)$$

onde os últimos termos  $\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_{t-2}, \dots, \hat{u}_{t-p}$  são os resíduos estimados pela equação do modelo adotado.

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 da Região Sul, 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 da Região Sul do Brasil);

PNI: exportações de produtos não industriais da Região Sul do Brasil;

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

IPCOM: índice de preços das commodities não energéticas; e

ABERT: coeficiente do grau de abertura comercial – soma das exportações e importações totais em relação ao PIB da Região Sul-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 da Região Sul da indústria da transformação (somatório das exportações dos produtos de baixa, média-baixa, média-alta e alta tecnologia, do

Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, em dólares – US\$), e exportações da Região Sul dos produtos não industriais (somatório das exportações dos produtos não industriais do Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, 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 não energéticas; e na FUNCEX (2019) e no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2019), para a variável coeficiente de abertura comercial da Região Sul (somatório das importações e exportações totais de Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul, dividido pelo somatório do PIB desses estados). 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 commodities 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
Log das exportações da indústria de transformação da Região Sul	LINDTRANSF <sup>5</sup>
Log das exportações dos produtos não industriais da Região Sul	LPNI
Log da taxa de câmbio real efetiva	LTCREF
Log do índice de preços das <i>commodities</i> não energéticas	LIPCOM
Log do coeficiente de abertura comercial	LABERT

Fonte: Organização dos autores

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.

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

Tabela 5 – Testes de raiz unitária em nível aplicados nas séries mensais das exportações da Região Sul da indústria de transformação e de produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice de preços das commodities não energéticas 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	constante	-6,45	*	constante	0,29	ns
LPNI	constante	-1,20	ns	constante	0,79	*
LTCREF	constante	-1,63	ns	constante	0,72	*
LIPCOM	constante	-2,33	ns	constante	0,48	*
LABERT	constante	-5,05	*	constante	0,23	ns

Nota 1: \* significativo a 5%; ns não significativo

Nota 2: Modelo com constante

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na Tabela 5, observa-se que as séries das exportações da indústria de transformação (LINDTRANSF) e abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 5% de significância para os testes ADF e KPSS; já as demais variáveis não foram estacionárias em nível. 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 das exportações da Região Sul da indústria de transformação e de produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), preços das commodities não energéticas 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	constante	-11,67	*	constante	0,11	ns
LPNI	constante	-10,88	*	constante	0,07	ns
LTCREF	constante	-8,85	*	constante	0,16	ns
LIPCOM	constante	-6,75	*	constante	0,11	ns
LABERT	constante	-15,47	*	constante	0,07	ns

Nota 1: \* significativo a 5%; ns não significativo

Nota 2: Modelo com constante

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuada 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 dos produtos não industriais da Região Sul.

#### 4.2 Indústria de transformação da Região Sul

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	841,34	NA	8,90e-11	-11,79	-11,45*	-11,65
2	878,50	70,06	6,58e-11	-12,09	-11,42	-11,81*
<b>3</b>	895,76	<b>31,56*</b>	<b>6.47e-11*</b>	<b>-12,11*</b>	-11,10	-11,70
4	910,50	26,11	6,61e-11	-12,09	-10,74	-11,54

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 o 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
<b>R<sup>6</sup>=0</b>	<b>52,53*</b>	<b>0,00</b>	<b>35,70*</b>	<b>0,00</b>
R≤1	16,83	0,32	13,19	0,21
R≤2	3,63	0,76	3,36	0,72
R≤3	0,26	0,66	0,269	0,66

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 1% para a estatística do traço e para a estatística do máximo autovalor. 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 da transformação

LINDTRANSF (-1)	LTCREF (-1)	LIPCOM(-1)	LABERT (-1)
1,0000	-2,23*	-2,00*	+1,33*
	(0,12)	(0,15)	(0,29)
	[-18,00]	[-12,81]	[ 4,52]

Nota 1: LINDTRANSF = logaritmo neperiano das exportações da indústria de transformação (US\$); LTCREF = logaritmo neperiano da taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$); LIPCOM = logaritmo neperiano dos preços das commodities não energéticas; 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%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (11), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$\text{LINDTRANSF}_t = + 2,23 \text{ LTCREF}_t + 2,00 \text{ LIPCOM}_t - 1,33 \text{ LABERT}_t \quad (11)$$

De acordo com a Equação (11), verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), ou seja, uma desvalorização cambial, ocasiona um acréscimo de 2,23% nas exportações da indústria de transformação da Região Sul. 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 (11), o aumento de 1% no índice de preços das commodities não energéticas ocasiona um acréscimo de 2% nas exportações da indústria da transformação da Região Sul. 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 a Região Sul, está relacionada às características de sua indústria baseada em recursos naturais e trabalho.

Também foi possível inferir, com base na Equação 11, que o aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 1,33% nas exportações da indústria da transformação da Região Sul. 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	1,33	---	1,34	---	12,41	0,71
2	4,90	---	4,96	---	20,14	0,21
3	9,99	---	10,17	---	24,30	0,08
4	19,62	0,87	20,07	0,86	14,35	0,57
5	34,97	0,83	36,00	0,79	17,14	0,37
6	47,49	0,87	49,07	0,84	13,26	0,65
7	60,39	0,90	62,65	0,86	13,97	0,60
8	73,21	0,92	76,25	0,88	14,32	0,57
9	95,27	0,80	99,83	0,70	24,17	0,08
10	110,93	0,79	116,69	0,66	18,99	0,26
11	123,66	0,83	130,51	0,70	14,87	0,53

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Com base na análise dos dados apresentados na Tabela 10, o teste, com até onze 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, foram usados dois instrumentos proporcionados pelos modelos VAR/VEC, que são a decomposição da variância dos erros de previsão e a função de resposta de impulso.

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, LTCREF, LIPCOM e LABERT no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Variável	Período (meses)	LINDTRANSF	LTCREF	LIPCOM	LABERT
LINDTRANSF	1	100	0,00	0,00	0,00
	6	69,14	7,93	14,43	8,50
	12	52,33	9,73	28,57	9,37
	18	47,74	10,89	33,83	7,54
	24	44,07	11,59	37,58	6,76

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), apresentados na Tabela 11, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 44,07% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 55,93% restantes são atribuídos às demais variáveis, 11,59% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 37,58% ao índice de preços das commodities não energéticas (LIPCOM) e 6,76% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT). Esse resultado mostra que o índice de preços das commodities não energéticas 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.

Na Figura 1, é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio real efetiva, nos preços das commodities não energéticas e no coeficiente de abertura comercial sobre as exportações da indústria de transformação da Região Sul.

Figura 1 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), no índice de commodities não energéticas (LIPCOM), e no coeficiente de abertura comercial (LABERT) sobre as exportações da indústria de transformação (LINDTRANSF)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Figura 1, após um choque não antecipado na taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), verificam-se quatro fases distintas da variável exportações da indústria de transformação (LINDTRANSF) ao longo do tempo. Inicialmente, as exportações da indústria de transformação aumentam as taxas crescentes até aproximadamente o quinto mês após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio real efetiva, o que vai ao encontro das teorias apregoadas pelos Novos Desenvolvimentistas sobre a importância do câmbio, já destacada neste trabalho. Do quinto ao décimo segundo mês, as exportações são decrescentes. Do décimo segundo ao vigésimo mês, as exportações da indústria de transformação apresentam um crescimento moderado. Do vigésimo mês em diante, tendem a se estabilizar.

Em relação ao índice de preços das commodities não energéticas, inicialmente as exportações da indústria de transformação reduzem-se até aproximadamente o quarto mês após um choque inicial não antecipado no preço das commodities não energéticas. Do quarto ao décimo mês, as exportações são crescentes. Do décimo ao décimo quinto mês, as exportações da indústria de transformação apresentam uma queda. Do décimo sétimo mês ao vigésimo, a tendência é de um pequeno crescimento e, do vigésimo em diante, tendem a se estabilizar.

Ainda, com base na Figura 1, após um choque não antecipado no coeficiente de abertura comercial (LABERT), verificam-se quatro fases distintas da variável exportações da indústria da transformação (LINDTRANSF) ao longo do tempo. Inicialmente, as exportações da indústria da transformação reduzem até aproximadamente o sétimo mês após um choque inicial não antecipado no coeficiente de abertura comercial. Do sétimo ao décimo segundo mês, as exportações são crescentes. Do décimo segundo mês ao décimo sétimo mês, as exportações da indústria da transformação apresentam uma redução moderada. Do décimo sétimo mês em diante, tendem a se estabilizar.

### 4.3 Produtos não industriais da Região Sul

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	683,16	NA	8,53e-10	-9,53	-9,19*	-9,39
2	722,42	74,04	6,12e-10	-9,86	-9,19	-9,58*
3	742,85	37,35	5,75e-10	-9,92	-8,91	-9,51
<b>4</b>	761,21	<b>32,51*</b>	<b>5,57e-10*</b>	<b>-9,96*</b>	-8,61	-9,41

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 quatro 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 vetor de cointegração, deve ser rejeitada ao nível de 1%, de acordo com os dados da Tabela 13. Além disso, o modelo da equação de cointegração que mais se ajustou ao teste foi o modelo 3 do sumário do teste, com as variáveis em nível com tendência linear e as equações de cointegração com 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
<b>R=0</b>	<b>83,80*</b>	<b>0,00</b>	<b>56,13*</b>	<b>0,00</b>
R≤1	27,67	0,08	16,26	0,21
R≤2	11,41	0,18	8,51	0,32
R≤3	2,90	0,08	2,90	0,08

Nota: \*significativo a 5%.

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)	C
1,0000	-3,80 *	-2.40*	+2.15*	+11.61
	(0.96)	(0.81)	(0.69)	-
	[-3.92]	[-2.96]	[ 3.08]	-

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 não energéticas; 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 1%

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Equação (12), é apresentado o vetor de cointegração (normalizado), indicando o relacionamento de longo prazo entre as variáveis com as respectivas elasticidades.

$$LPNIt = +3,80 LTCREft +2,40 LIPCOMt -2,15 LABERTt -11,61 \quad (12)$$

De acordo com a Equação 12, verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), desvalorização cambial, ocasiona um acréscimo de 3,80% nas exportações dos produtos não industriais da Região Sul, o que vai ao encontro de a Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016).

Ainda, o aumento de 1% no índice de preços das commodities não energéticas ocasiona um acréscimo de 2,4% nas exportações dos produtos não industriais da Região Sul. 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 da Região Sul do Brasil, 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 12, que o aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 2,15% nas exportações dos produtos não industriais da Região Sul, 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	0,90	---	0,91	---	13,38	0,64
2	3,53	---	3,58	---	18,24	0,30
3	6,20	---	6,30	---	13,20	0,65
4	13,03	---	13,33	---	21,22	0,16
5	26,16	0,56	26,96	0,52	19,02	0,26
6	43,74	0,48	45,33	0,41	20,54	0,19
7	52,88	0,73	54,96	0,65	9,71	0,88
8	66,53	0,77	69,44	0,68	14,82	0,53
9	78,44	0,84	82,17	0,75	12,10	0,73
10	88,61	0,91	93,13	0,84	11,00	0,80
11	106,42	0,87	112,47	0,76	19,98	0,22

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.

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	0,00	0,00	0,00
	6	82,08	3,47	5,96	8,49
	12	78,21	3,18	8,05	10,56
	18	72,97	4,49	9,51	13,03
	24	68,90	4,93	11,10	15,07

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, apresentados na Tabela 16, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 68,90% de seu comportamento deve-se a ela própria, sendo que os 31,10% restantes são atribuídos às demais variáveis, 4,93% à taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), 11,10% ao índice de preços das commodities não energéticas (LIPCOM) e 15,07% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT). Convém destacar que, para os produtos não industriais, as demais variáveis analisadas neste trabalho, taxa de câmbio, índice de preços das commodities não energéticas e abertura comercial, não têm um impacto de tão forte magnitude como para a indústria de transformação.

Na Figura 2 é possível identificar os resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio real efetiva, no índice de preços das commodities não energéticas e no coeficiente de abertura comercial sobre as exportações dos produtos não industriais da Região Sul.

Figura 2 – Resultados da função de resposta de impulso e efeitos de choques na taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), no índice de commodities não energéticas (LIPCOM) e no coeficiente de abertura comercial (LABERT) sobre as exportações dos Produtos não Industriais (LPNI).



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

De acordo com a Figura 2, após um choque não antecipado na taxa de câmbio real efetiva (LTCREF), verificam-se quatro fases distintas da variável exportações dos produtos não industriais ao longo do tempo. Inicialmente, as exportações aumentam a taxas crescentes até aproximadamente o oitavo mês após um choque inicial não antecipado na taxa de câmbio real efetiva. Do oitavo ao décimo quarto mês, as exportações são decrescentes. Do décimo quarto ao vigésimo mês, as exportações dos produtos não industriais apresentam crescimento. Do vigésimo mês em diante, tendem a ser decrescentes. Portanto, com base no resultado da função de resposta de impulso, apesar da reação brusca no ajuste das exportações

pelo exportador, acompanhando os movimentos cambiais no período inicial, o ajuste das exportações em relação às variações da taxa de câmbio real efetiva tende a ser moderado e decrescente ao longo do tempo.

Não obstante a isso, com base na Figura 2, após um choque não antecipado no índice de preços das commodities não energéticas (LIPCOM), verificam-se sete fases distintas da variável exportações dos produtos não industriais ao longo do tempo. Inicialmente, as exportações dos produtos não industriais reduzem até aproximadamente o quarto mês após um choque inicial não antecipado no índice de preços das commodities não energéticas. Do quarto ao quinto mês, as exportações são crescentes.

Do quinto ao sétimo mês, as exportações dos produtos industriais são decrescentes. Do sétimo ao décimo segundo mês, as exportações apresentam um crescimento moderado. Do décimo segundo ao décimo sétimo mês, as exportações são decrescentes. Do décimo sétimo ao vigésimo segundo mês, as exportações são crescentes. Do vigésimo segundo mês em diante, as exportações tendem a se estabilizar. Dessa forma, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste das exportações pelo exportador, acompanhando os movimentos do índice de preços das commodities não energéticas no período inicial, o ajuste das exportações em relação ao preço das commodities não energéticas tende a ser moderado e estável ao longo do tempo.

Ainda, com base na Figura 2, após um choque não antecipado no coeficiente de abertura comercial (LABERT), verificam-se seis fases distintas da variável exportações dos produtos não industriais ao longo do tempo. Inicialmente, as exportações dos produtos não industriais são decrescentes até aproximadamente o segundo mês. Do segundo ao quarto mês, as exportações são crescentes. A partir do quarto mês, as exportações reduzem-se a taxas decrescentes até aproximadamente o oitavo mês.

Do oitavo ao décimo terceiro mês, as exportações dos produtos não industriais são crescentes. Do décimo terceiro ao vigésimo mês, são decrescentes. Do vigésimo mês em diante, as exportações são crescentes. Desse modo, pode-se inferir que, apesar da reação brusca no ajuste das exportações pelo exportador, acompanhando os movimentos do coeficiente de abertura comercial no período inicial, o ajuste das exportações em relação ao coeficiente de abertura comercial tende a ser moderado e crescente ao longo do tempo.

## 5 CONCLUSÕES

O presente trabalho visava responder se está ocorrendo um processo de desindustrialização na Região Sul do Brasil, 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, a Região Sul 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 não energéticas apresentou sinal contrário ao esperado, contudo uma possível explicação para isso está relacionada ao perfil e à estrutura das exportações da região.

Com este trabalho, avançou-se no sentido de estudar o processo de desindustrialização para a Região Sul do país; contudo, não se pode generalizar os resultados para as demais 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.

---

## Industrial profile of exports from the Southern Region of Brazil and the deindustrialization hypothesis

### ABSTRACT

This paper aims to analyze the industrial profile of South Region of Brazil, seeking to answer the following question: Is it occurring a process of deindustrialization in South Region of Brazil? In this sense, were adjusted two Vector Error Correction Models (VEC), with the following dependent variables: exports of manufacturing industry (high intensity, medium-high, medium-low and low intensity) of South Region of Brazil and exports of non-industrial products. The independent variables were real effective exchange rate; price index of non-energy commodities; and coefficient of the commercial openness degree. The results indicated that the exports of non-industrial products presented a greater increase than the products by technological intensity. In relation to the imports of the non-industrial products, we noted a decrease and an increase of the products by technological intensity. In relation to the estimation of VEC, the results indicated that the exchange devaluation stimulates the exports; the commercial openness was extremely damaging to the exports and the price index of non-energy commodities variable presented opposite sign to the expected. Finally, we concluded that there are strong evidences of the deindustrialization process in South Region of Brazil.

**KEYWORDS:** Manufacturing Industry; Exchange Rate; Vector Error Correction.

## REFERÊNCIAS

ACEMOGLU, D.; ROBINSON, J. Por que as nações fracassam: as origens do poder, da prosperidade e da pobreza. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

AMISANO, G; GIANNINI, C. Topics in structural VAR econometrics. 2. ed. Berlin: Springer-Verlag, 1997.

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](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](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.

BREITUNG, J; BRÜGGEMANN, R.; LÜTKEPOHL, H. Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. In: LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (Ed.). Applied time series econometrics. New York: Cambridge University Press, 2004.

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](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.event3.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 COMERCIO 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](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](https://pubdocs.worldbank.org/en/561011486076393416/CMO-Historical-Data-Monthly.xlsx)>. Acesso em: 01 ago. 2019.

**Recebido:** 10 ago. 2021.

**Aprovado:** 06 nov. 2021.

**DOI:** 10.3895/rbpd.v11n1.12255

**Como citar:** CORONEL, D. A.; JACOBI, L. F.; COPETTI, L. S.; SOUZA, A. M. Perfil industrial das exportações da Região Sul do Brasil e a hipótese de desindustrialização. **R. bras. Planej. Desenv.** Curitiba, v. 11, n. 01, p. 181-215, jan./abr. 2022. Disponível em: <<https://periodicos.utfpr.edu.br/rbpd>>. Acesso em: XXX.

**Correspondência:**

Daniel Arruda Coronel

Av. Roraima nº 1000 Cidade Universitária Bairro - Camobi, Santa Maria

**Direito autoral:** Este artigo está licenciado sob os termos da Licença Creative Commons-Atribuição 4.0 Internacional.

