

# REAVI

## PERFIL INDUSTRIAL DAS EXPORTAÇÕES DO ESTADO DE SANTA CATARINA E A HIPÓTESE DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO<sup>1</sup>

### INDUSTRIAL PROFILE OF THE SANTA CATARINA STATE EXPORTATION AND THE DEINDUSTRIALIZATION HIPOTESIS

Daniel Arruda Coronel\*  
Leonardo Sangoi Copetti\*\*

#### RESUMO

Este trabalho tem como objetivo analisar o perfil industrial do Estado de Santa Catarina, visando responder à seguinte questão: está ocorrendo um processo de desindustrialização no Estado de Santa Catarina? 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 de Santa Catarina e exportações de produtos não industriais deste 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 da indústria de transformação. Em relação às importações dos produtos não industriais, constatou-se um aumento muito menor do que a indústria de transformação. Com relação à estimação do VEC, os resultados indicaram que a desvalorização cambial não estimula as exportações da indústria de transformação, que a abertura comercial foi extremamente prejudicial às exportações deste setor e que a variável índice de preço das *commodities* apresentou sinal contrário ao esperado.

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

#### ABSTRACT:

This paper aims to analyze the industrial profile of the Brazilian State Santa Catarina, the focus is to answer the following question: Is it occurring a process of deindustrialization in the Santa Catarina State? 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 the Santa Catarina State and the exportations of non-industrial products of this State. The independent variables were real effective exchange rate; price index of 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, was noted a much smaller increase than the manufacturing industry products by technological intensity. Considering the VEC estimation, the results indicated that the exchange devaluation doesn't stimulates the exports; the commercial openness was extremely damaging to the imports and the variable index of the commodities price presented an opposite sign than the expected. Finally, it is possible to conclude that there are strong evidences of the deindustrialization process in Santa Catarina State.

**Keywords:** Manufacturing Industry; Exchange Rate; Vector Error Correction

---

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

\* Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

\*\* Universidade Federal de Santa Maria (UFSM). E-mail: leonardocopetti@hotmail.com

Revista Eletrônica do Alto Vale do Itajaí – REAVI, v.09, nº 15, p. 096-119, dez. 2020. ISSN: 2316-4190,

DOI 10.5965/2316419009152020096

## 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), Morceiro (2012, 2018), Morceiro e Guilhoto (2019), 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) 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 no Estado de Santa Catarina? Objetivamente visa-se verificar os prenúncios de desindustrialização na economia brasileira, enfatizando o Estado de Santa Catarina.

De acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC, 2018), o Estado de Santa Catarina foi responsável, em média, de 2007 a 2018, por aproximadamente 0,55% das exportações dos produtos de alta intensidade tecnológica, por 5,81% dos de média-alta intensidade tecnológica, por 1,60% dos de média baixa, por 7,90% dos de baixa intensidade tecnológica e por 1,69% dos produtos não industriais em relação às 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 análise do perfil das exportações do Estado de Santa Catarina. 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) 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), Rodrik (2015, 2016), 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 DE SANTA CATARINA

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatísticas (IBGE, 2019), Santa Catarina é o sétimo estado com maior participação no PIB nacional, visto que, de 2007 a 2018, apresentou

# REAVI

uma média de 4,00% do PIB do país.

Em relação às exportações do Estado de Santa Catarina, de acordo com o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC, 2019), em 2018, elas totalizaram US\$ 8,95 bilhões (8ª posição no ranking de exportação dos estados brasileiros, com uma participação de 3,73% nas exportações do país). No que tange às importações, o valor total foi de US\$ 15,47 bilhões (3ª posição dos estados brasileiros, com uma participação de 8,54%).

Segundo o MDIC (2019), a China foi o principal destino das exportações do Estado de Santa Catarina, em 2018, com um total de US\$ 3,51 bilhões, representando 39,22% das exportações totais do estado, seguida pelos Estados Unidos, com US\$ 1,49 bilhões (16,65%) e a Argentina, com US\$ 553 milhões (6,18%). Além disso, os principais produtos exportados pelo Estado de Santa Catarina foram soja, mesmo triturada, com US\$ 3,63 bilhões (40,56%); carnes e miudezas, frescas, refrigeradas ou congeladas de aves, com US\$ 2,43 bilhões (27,15%) e carne suína, fresca, refrigerada ou congeladas, com US\$ 648 milhões (7,24%).

Na Tabela 1<sup>2</sup>, encontra-se a composição das exportações do Estado de Santa Catarina por setor de atividade econômica, de 2007 a 2018.

**Tabela 1.** Composição das exportações do Estado de Santa Catarina 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	1,03	13,92	6,39	86,03	0,00	0,05	7,43	100
2008	1,09	13,10	7,20	86,84	0,00	0,06	8,29	100
2009	1,00	15,66	5,40	84,29	0,00	0,05	6,41	100
2010	1,15	15,20	6,40	84,71	0,01	0,08	7,55	100
2011	1,22	14,02	7,46	85,90	0,01	0,08	8,68	100
2012	1,49	16,83	7,37	83,09	0,01	0,09	8,87	100
2013	1,52	17,60	7,13	82,33	0,01	0,07	8,66	100
2014	1,54	17,22	7,41	82,72	0,01	0,06	8,96	100
2015	1,25	16,40	6,39	83,56	0,00	0,05	7,64	100
2016	1,15	15,10	6,44	84,85	0,00	0,04	7,59	100
2017	1,26	14,82	7,24	85,12	0,00	0,05	8,51	100
2018	1,50	16,76	7,44	83,18	0,00	0,05	8,95	100

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

Pela análise da Tabela 1, observa-se uma redução de 2,85% na participação das exportações da indústria da transformação, passando de 86,03%, em 2007, para 83,18%, em 2018.

O setor não industrial apresentou um aumento de 2,84%, passando de 13,92%, em 2007, para 16,76%, em 2018, já os demais produtos mantiveram-se inalterados. Convém ressaltar que a maior parte dos produtos desta categoria são *commodities*, como agricultura e pecuária, conforme dados do MDIC (2018).

<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.

# REAVI

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

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

Taxa de crescimento (%)	Santa Catarina		Brasil	
	Exportações	Importações	Exportações	Importações
Produtos não industriais	2,67%	1,89%	5,23%	-3,36%
Indústria de transformação	1,02%	7,37%	0,80%	2,00%
Total	1,27%	7,10%	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 dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina e do Brasil no período, pois elas apresentaram um aumento de mais de dois pontos percentuais.

Em relação às exportações da indústria de transformação, os resultados indicaram um aumento de 1,02% para o Estado de Santa Catarina e de 0,80% para a economia brasileira. Um ponto importante a considerar, na análise do crescimento da indústria de transformação do Estado de Santa Catarina, foi a queda da participação da indústria de transformação no PIB de Santa Catarina, o qual passou de 6,2 para 5,6%, de 2006 a 2014, conforme estudo de Silva (2019).

A análise da Tabela 2 demonstrou um aumento das importações da indústria da transformação no estado em mais de sete pontos percentuais.

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

**Tabela 3.** Exportações e importações, segundo o grau de intensidade tecnológica do Estado de Santa Catarina e do Brasil – 2007/2018.

País/ região	Exportação								
	Santa Catarina				Brasil				
	Ano	2007	2018		2007	2018			
		Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%	Em bilhões de US\$	%
Produtos não industriais		1,03	13,92	1,50	16,76	38,70	24,11	99,14	41,33
Baixa		3,75	50,47	4,68	52,33	41,88	26,09	52,74	21,99
Média-baixa		0,46	6,20	0,64	7,15	28,80	17,94	37,65	15,70

Continua...

...continuação.

<sup>3</sup> Segundo Greene (2008), a taxa geométrica de crescimento da variável Y pode ser descrita por:  $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$ , representando a função log-linear teórica para a taxa de crescimento “t”, onde  $u_t$  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  $[\text{anti} \log (\hat{\beta}_2) - 1] \times 100$ .

# REAVI

Média-alta	2,13	28,70	2,06	23,07	38,50	23,98	37,17	15,50
Alta	0,05	0,65	0,06	0,63	9,65	6,01	10,96	4,57
Demais produtos	0,00	0,05	0,00	0,05	2,99	1,87	2,22	0,93
Total	7,43	100,00	8,95	100,00	160,52	100,00	239,89	100,00
Importação								
País/ região	Santa Catarina				Brasil			
	2007		2018		2007		2018	
Ano	Em bilhões de US\$	%						
Produtos não industriais	0,34	6,75	0,66	4,28	20,80	17,26	18,01	9,94
Baixa	0,81	16,20	3,22	20,83	8,02	6,66	14,31	7,89
Média-baixa	1,35	26,96	3,57	23,11	19,81	16,44	43,22	23,85
Média-alta	2,03	40,43	6,67	43,11	51,42	42,68	77,37	42,69
Alta	0,49	9,66	1,34	8,67	20,43	16,96	28,32	15,63
Total	5,02	100,00	15,47	100,00	120,48	100,00	181,23	100,00

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

Os dados da pauta comercial do Estado de Santa Catarina (Tabela 3) evidenciam que as exportações dos produtos não industriais, de baixa e de média-baixa intensidade, aumentaram suas participações em, respectivamente, 2,84%, 1,86% e 0,95%. Já a indústria de média-alta e alta intensidade reduziu sua participação em, respectivamente, 5,63% e 0,02%. Em relação à economia brasileira, somente as exportações dos produtos não industriais aumentaram sua participação em 17,22%, e os demais produtos, de baixa, média-baixa, média-alta e alta intensidade, reduziram suas participações em, respectivamente, 0,94%; 4,10%, 2,24%, 8,48% e 1,44%.

Já em relação às importações, de acordo com Tabela 3, no Estado de Santa Catarina, houve redução na participação dos produtos não industriais, de média-baixa e alta intensidade de, respectivamente, 2,47%, 3,85% e 0,99%, e aumento nas participações dos produtos de baixa e média-alta intensidade em, respectivamente, 4,63% e 2,68%. No Brasil, somente os produtos não industriais e os de alta intensidade reduziram suas participações em, respectivamente, 7,32% e 1,33%, e os demais produtos, de baixa, média-baixa e média-alta, intensidade aumentaram suas participações em, respectivamente, 1,23%, 7,41% e 0,01%.

## 3 METODOLOGIA

### 3.1 MODELO ANALÍTICO

#### 3.1.1 Teste de raiz unitária

Para determinar a ordem de integração das séries de interesse, este trabalho utilizou os testes de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (DICKEY; FULLER, 1979, 1981) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS, 1992). Esses testes permitem verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais, ou seja, se as variáveis são ou não estacionárias<sup>4</sup>.

<sup>4</sup>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

# REAVI

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:  $\alpha_0$  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, 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  $\gamma$ , 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 se aceita ou se rejeita a 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, partindo da hipótese nula de estacionariedade, conforme Greene (2008). Formalmente é expresso pela seguinte expressão:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \gamma \sum_{i=1}^t z_i + \varepsilon_t \\ y_t &= \alpha + \beta_t + \gamma Z_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

tendo as seguintes hipóteses:

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

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

### 3.1.2 Análise de cointegração

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

---

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.)

Revista Eletrônica do Alto Vale do Itajaí – REAVI, v.09, nº 15, p. 096-119, dez. 2020. ISSN: 2316-4190, DOI 10.5965/2316419009152020096

# REAVI

entre elas, que pode ser estimada e analisada<sup>5</sup>. 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 Autorregressivo (VAR) irrestrito com  $k$  defasagens de  $z_t$ :

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

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

Ainda conforme Harris (1995), a Equação (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  $\alpha$  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 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  $\Pi$ . Em termos de vetores de cointegração, têm-se três possibilidades, conforme Enders (1995): 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.

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

---

<sup>5</sup>Engle e Granger (1987) mostram que, se todas as séries de interesse possuem a mesma ordem de integração  $I(d)$  e existir 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  $X_t \sim CI(d,b)$ .

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:

$\lambda'_i$  = 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:

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

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 de Santa Catarina, 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 de Santa Catarina);
- PNI: exportações de produtos não industriais do Estado de Santa Catarina;
- CAMBIO: taxa de câmbio real efetiva – exportações – Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC);
- COM: 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 de Santa Catarina - 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 de Santa Catarina 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 de Santa Catarina 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 International Monetary Fund - IMF (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 de Santa Catarina (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 de Santa Catarina	INDTRANSF
Exportações dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina	LPNI
Taxa de câmbio real efetiva	CAMBIO
Índice de preços das <i>commodities</i>	COM
Coefficiente de abertura comercial	ABERT

Fonte: Organização dos autores

A série exportações da transformação não industrial do estado de Santa Catarina (TNI) foi dessazonalizada pelo método *Exponential Smoothing* - ES do software *Eviews 11* e teve seu nome alterado para TNI\_ES. A seguir, foi aplicado o logaritmo neperiano sobre todas as séries, e seus nomes foram alterados, acrescentando um 'L' no início<sup>6</sup>.

A estimação dos parâmetros e a realização dos testes econométricos ocorreram por meio do software *Eviews 11*, sendo utilizados em todas as análises com 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 de Santa Catarina da indústria da transformação e produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice dos preços das *commodities* e 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	-3.578447	***	constante	0.274887	ns
LPNI_ES	constante	-8.829161	***	constante	0.268097	ns
LCAMBIO	constante	-1.623778	ns	constante	0.722589	**
LCOM	constante	-2.149694	ns	constante	0.413620	*
LABERT	constante	-3.085678	**	constante	0.775238	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 5, observa-se que as séries das exportações da indústria da transformação (LINDTRANSF), das exportações dos Produtos não Industriais (LPNI\_ES), índice dos preços das *commodities* (LCOM) e abertura comercial (LABERT) foram estacionárias em nível, com 5% de significância para os testes ADF e KPSS; e a série índice de preços das *commodities* (LCOM) 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 6 indicaram, em

<sup>6</sup> Todas as séries foram transformadas em logaritmo natural com o intuito de normalizar os desvios.

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 de Santa Catarina da indústria da transformação e produtos não industriais (em US\$), taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), índice dos preços das *commodities* e abertura comercial no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Séries	Modelo	Teste ADF		Teste KPSS		
		Estatística de teste		Modelo	Estatística de teste	
LINDTRANSF	constante	-9.288543	***	constante	0.131250	ns
LPNI_ES	constante	-8.718921	***	constante	0.033635	ns
LCAMBIO	constante	-9.016943	***	constante	0.192924	ns
LCOM	constante	-6.698319	***	constante	0.116952	ns
LABERT	constante	-16.89167	***	constante	0.247843	ns

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

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Efetuados os testes de estacionariedade e identificada a ordem de integração, a próxima etapa consistiu em analisar individualmente a dinâmica das exportações da indústria da transformação e transformação não industrial do estado de Santa Catarina.

## 4.2 INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO DO ESTADO DE SANTA CATARINA

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 da transformação

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	364.3193	NA	6.83e-08	-5.147418	-5.063371	-5.113264
1	930.2635	1091.464	2.65e-11	-13.00376	-12.58353	-12.83299
2	989.8285	111.4717	1.42e-11	-13.62612	-12.86970*	-13.31873*
<b>3</b>	1013.943	<b>43.75081*</b>	<b>1.27e-11*</b>	<b>-13.74204*</b>	-12.64943	-13.29804
4	1020.035	10.70488	1.46e-11	-13.60050	-12.17171	-13.01988

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 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=0</b>	<b>67.49367**</b>	<b>0.0241</b>	<b>34.07966**</b>	<b>0.0284</b>
R≤1	33.41401	0.3160	15.06721	0.6284
R≤2	18.34680	0.3211	11.14494	0.4985
R≤3	7.201857	0.3239	7.201857	0.3239

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 4 do sumário do teste, com as variáveis em nível e as equações de cointegração com tendência linear e as equações de cointegração com interceptos.

De acordo com a Tabela 9, que apresenta o vetor de cointegração (normalizado), todos os coeficientes estimados foram significativos ao nível de 5%.

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

LINDTRANSF (-1)	LCAMBIO (-1)	LCOM (-1)	LABERT (-1)	@TREND(07M01)	C
1,0000	+0.768475**	-1.713916***	+1.808378***	-0.010941***	-52.93875
	(0.35663)	(0.32857)	(0.37175)	(0.00211)	-
	[ 2.15485]	[-5.21626]	[ 4.86444]	[-5.19160]	-

Nota 1: LINDTRANSF = logaritmo *neperiano* das exportações da indústria da transformação do Estado de Santa Catarina (US\$); LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$); LCOM = logaritmo *neperiano* do índice de preços das *commodities*; LABERT = logaritmo *neperiano* da abertura comercial; @TREND(07M01) = tendência; C = constante. Nota 2: os valores entre parênteses referem-se ao erro padrão, e os entre colchetes, à estatística t. Nota 3: \*\*\* significativo a 1; \*\* significativo a 5, ns não significativo.

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.

$$LINDTRANSF_t = -0,77LCAMBIO_t + 1,71 LCOM_t - 1,81LABERT_t + 0,01 @TREND(07M01) + 52,94 \quad (7)$$

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 uma redução de 0,77% nas exportações da indústria de transformação do Estado de Santa Catarina.

Esse resultado vai de encontro aos 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.

De acordo com a Equação (7), o aumento de 1% no índice de preços das *commodities* ocasiona um acréscimo de 1,71% nas exportações da indústria da transformação do Estado de Santa Catarina. Esse resultado também foi achado por Veríssimo e Araújo (2016), que analisaram o processo de desindustrialização no Estado de Minas Gerais, e por Souza e Veríssimo (2019), que estudaram 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 coerência para o Estado de Santa Catarina, está relacionada às características de sua indústria baseada em recursos naturais e trabalho.

Também foi possível inferir, com base na Equação (7), que o aumento de 1% no coeficiente de abertura comercial ocasiona uma redução de 1,81% nas exportações da indústria da transformação do Estado de Santa Catarina. Esse resultado vai ao encontro dos estudos sobre desindustrialização de Palma (2005), Cano (2012) e Bresser-Pereira (2019), dentre outros, que demonstraram a forma desordenada com que foi feita a abertura comercial no país.

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

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

Defasagens	Teste de Portmanteau		Teste LM			
	Est. Q	p-valor	Est Ajust.Q	p-valor	Est. LM	p-valor
1	0.416074	---	0.419068	---	8.342953	0.9380
2	3.227556	---	3.271295	---	17.61688	0.3468
3	5.343526	---	5.433601	---	9.045633	0.9115
4	11.26670	0.9987	11.53099	0.9984	8.014001	0.9484
5	20.14913	0.9995	20.74239	0.9993	10.00671	0.8663
6	36.10618	0.9954	37.41394	0.9925	16.69873	0.4053
7	51.63351	0.9884	53.75850	0.9797	16.90084	0.3920
8	64.14036	0.9902	67.02333	0.9807	13.82601	0.6117
9	87.89291	0.9316	92.40775	0.8730	26.20547	0.0512
10	98.74889	0.9600	104.0988	0.9132	12.92085	0.6785
11	112.9564	0.9604	119.5178	0.9050	14.96614	0.5271
12	129.9918	0.9433	138.1502	0.8580	19.60479	0.2386

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, LCAMBIO, LCOM e LABERT no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Variável	Período (meses)	LINDTRANSF	LCAMBIO	LCOM	LABERT
LINDTRANSF	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	47.76591	14.64456	33.94515	3.644389
	12	24.93340	20.36211	50.37968	4.324807
	18	18.81691	21.92049	54.81391	4.448698
	24	15.91444	22.66016	56.91431	4.511102

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 do Estado de Santa Catarina (LINDTRANSF), apresentados na Tabela 11, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 15,91% de seu comportamento devem-se a ela própria, sendo que os 84,09% restantes são atribuídos às demais variáveis, 22,66%, à taxa de câmbio real efetiva (LCAMBIO), 56,91%, ao índice de preços das *commodities* (LCOM) e 4,51%, à 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 indício 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 DE SANTA CATARINA

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	669.3035	NA	1.04e-09	-9.332907	-8.996719	-9.196290
2	743.3157	139.5660	4.54e-10	-10.16165	-9.489278*	-9.888420
3	774.5549	57.12307	3.66e-10	-10.37936	-9.370793	-9.969506*
<b>4</b>	<b>795.6687</b>	<b>37.40147*</b>	<b>3.41e-10*</b>	<b>-10.45241*</b>	-9.107658	-9.905943

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 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
<b>R=0</b>	<b>99.94009***</b>	<b>0.0000</b>	<b>80.74052***</b>	<b>0.0000</b>
R<1	19.19956	0.1912	11.11101	0.3754
R<2	8.088550	0.2299	6.391185	0.3073
R<3	1.697366	0.2263	1.697366	0.2263

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%.

# REAVI

**Tabela 14-** Estimativa do vetor de cointegração (normalizado) para os produtos não industriais

LTNI_ES (-1)	LCAMBIO (-1)	LCOM (-1)	LABERT (-1)
1,0000	-0.765023***	-0.459848***	-0.587079***
	(0.21739)	(0.16012)	(0.08141)
	[-3.51905]	[-2.87185]	[-7.21155]

Nota 1: LTNI\_ES = logaritmo *neperiano* das exportações dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina - dessazonalizada pelo método *Exponential Smothing* - ES (US\$); LCAMBIO = logaritmo *neperiano* da taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$); LCOM = logaritmo *neperiano* do índice de preços das *commodities* ; LABERT = logaritmo *neperiano* da 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.

$$LPNI\_ES_t = +0,77 LCAMBIO_t + 0,46 LCOM_t + 0,59 LABERT_t \quad (8)$$

De acordo com a Equação (8), verifica-se que um aumento de 1% na taxa de câmbio real efetiva (R\$/ US\$), desvalorização cambial, ocasiona um acréscimo de 0,77% nas exportações dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina, o que vai ao encontro de a Bresser-Pereira, Oreiro e Marconi (2016).

Ainda, de acordo com a Equação (8), o aumento de 1% no índice de preços das *commodities* ocasiona um acréscimo de 0,46% nas exportações dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina. 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 de Santa Catarina, 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 um aumento de 0,59% nas exportações dos produtos não industriais do Estado de Santa Catarina.

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	2.537377	---	2.555763	---	22.29867	0.1338
2	5.315670	---	5.374616	---	14.30708	0.5758
3	8.610384	---	8.742007	---	13.77653	0.6154
4	14.24751	---	14.54616	---	13.02005	0.6713
5	23.59384	0.7028	24.24124	0.6687	13.52540	0.6340
6	37.56553	0.7423	38.84323	0.6918	14.72675	0.5447
7	51.66732	0.7696	53.69284	0.7040	15.21955	0.5086
8	68.91756	0.7050	71.99653	0.6088	17.91585	0.3288
9	85.29509	0.6763	89.50789	0.5541	17.96551	0.3259
10	101.9592	0.6456	107.4638	0.4965	17.47774	0.3554
11	118.7512	0.6162	125.6988	0.4405	17.76487	0.3378
12	138.5816	0.5180	147.4030	0.3176	23.51015	0.1008

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\_ES, LCAMBIO, LCOM e LABERT no período de janeiro de 2007 a dezembro de 2018

Variável	Período (meses)	LPNI	LCAMBIO	LCOM	LABERT
LTNI_ES	1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
	6	60.70453	9.729092	5.294943	24.27144
	12	55.07782	8.319544	20.52977	16.07287
	18	51.27846	9.907769	20.51133	18.30244
	24	48.24724	8.911552	26.87368	15.96754

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\_ES), apresentados na Tabela 16, mostram que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre essa variável, 48,25% de seu comportamento deve-se a ela própria, sendo que os 51,75% restantes são atribuídos às demais variáveis, 8,91%, à taxa de câmbio real efetiva (LCAMBIO), 26,87%, ao índice de preços das *commodities* (LCOM) e 17,97% ao coeficiente de abertura comercial (LABERT).

## 5 CONCLUSÕES

O presente trabalho visou responder se está ocorrendo um processo de desindustrialização no Estado de Santa Catarina, 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 a indústria de transformação. Além disso, o Estado de Santa Catarina aumentou as importações da indústria de transformação em magnitudes muito maiores do que os produtos não industriais, o que é um forte indício de uma mudança no seu perfil produtivo e pode caracterizar-se como um indício de desindustrialização.

Em relação à análise econométrica, constatou-se que a desvalorização cambial não estimula as exportações da indústria de transformação. A abertura comercial mostrou-se extremamente nociva às exportações da indústria de transformação, mas positiva em relação aos 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 de Santa Catarina; 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.

# REAVI

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

## REFERÊNCIAS

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

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BC). **Penetração de importados e coeficiente de exportação da indústria de transformação**. 2019. Disponível em: <[https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/Penetracao\\_de\\_importados\\_e\\_coeficiente\\_de\\_exportacao\\_da\\_industria\\_de\\_transformacao.pdf](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.

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.

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.

# REAVI

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\\_teor%C3%ADa\\_desenvolv\\_n\\_destin.pdf](http://www.bresserpereira.org.br/papers/2011/11.24.Macro_cambio_teor%C3%ADa_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.

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.

# REAVI

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.

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.

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

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.

MORCEIRO, P. C. **Desindustrialização na economia brasileira no período 2000-2011: abordagens e indicadores**. São Paulo: Cultura Acadêmica, 2012.

MORCEIRO, P. C. **A indústria brasileira no limiar do século XXI: uma análise da sua evolução estrutural, comercial e tecnológica**. 2018. 198 p. Tese (Doutorado). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

MORCEIRO, P. C.; GUILHOTO, J. J. M. **Desindustrialização setorial e estagnação de longo prazo da manufatura brasileira**. Working Papers, FEA USP, 2019.

# REAVI

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.

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.

RODRIK, D. Work and human development in a deindustrializing world. **UNDP Human Development Report Office**, 2015.

RODRIK, D. Premature Deindustrialization. **Journal of Economic Growth**. v.21, n. 1, p. 1-33, 2016.

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

# REAVI

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.

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.