

INDICADORES INDUSTRIAIS DOS ESTADOS DO SUDESTE BRASILEIRO: UMA ANÁLISE SOBRE DESINDUSTRIALIZAÇÃO A PARTIR DE MODELOS ARDL

Southeast Brazilian states industrial indicators: an analysis about deindustrialization from ARDL models

Michele Polline Veríssimo

Economista. Doutora em Economia (UFU). Professora do Instituto de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Uberlândia (IERI/UFU). Bolsista de Produtividade em Pesquisa do CNPq - Nível 2. Pesquisadora da Fapemig. micheleverissimo@ufu.br

Resumo: Este artigo investiga a hipótese de desindustrialização nos estados da região Sudeste brasileira a partir da análise de indicadores de produção, emprego e exportações de bens manufaturados, conforme os principais conceitos do problema apontados pela literatura econômica. Além disso, avalia as possíveis causas do processo por meio da estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) que relacionam os efeitos da taxa de câmbio real, dos preços das commodities, do grau de abertura comercial e da taxa de juros básica da economia sobre os indicadores analisados. Os dados assinalam perda de participação da indústria de transformação na produção, no emprego e nas exportações nos estados do Sudeste, sobretudo em São Paulo, indicando desindustrialização. Contudo, as evidências econométricas apontam que a apreciação cambial e os altos preços das commodities não se mostram relevantes para explicar tais resultados. A abertura comercial é prejudicial especialmente ao emprego industrial, e a taxa de juros exerce efeitos negativos sobre os indicadores industriais em todos os estados da região.

Palavras-chave: Perfil Industrial; Desindustrialização; Estados; Região Sudeste.

Abstract: This paper investigates the deindustrialization hypothesis in the Brazilian Southeast states, based on the analysis of manufactured goods production, employment and exports indicators, according to the main concepts of the problem pointed out by the economic literature. In addition, it analyses the possible causes of the process by Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) models that relate the real exchange rate, commodity prices, trade openness degree and the interest rate of the economy effects on the indicators selected. The data indicate a loss of participation of the manufacturing industry in the production, employment and exports in the Southeast states, especially in São Paulo, indicating deindustrialization. However, econometric evidence propose that exchange appreciation and high commodity prices are not relevant to explain such results. Trade liberalization has been especially damaging to industrial employment, and the interest rate has negative effects on industrial indicators in all Southeast states.

Keywords: Industry Profile; Deindustrialization; States; Southeast Region.

1 INTRODUÇÃO

A indústria de transformação brasileira, ao longo dos anos 2000, apresenta sinais de perda de desempenho na geração de produto, emprego e exportações, em um contexto de preços e de demanda externa favoráveis aos produtos primários (BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008; OREIRO; FEIJÓ, 2010). Em linhas gerais, é possível relacionar alguns fatores que justificam este quadro. Dentre estes, destaca-se o movimento de apreciação cambial observado na primeira década do período, que, em conjunto com a ausência de vantagens comparativas de custos na produção, promove o encarecimento dos bens industriais no mercado externo (frente aos bens primários), dificultando sua inserção internacional. Ainda, o contexto de câmbio apreciado aliado ao processo de abertura comercial se mostra favorável às importações de bens industriais finais mais baratos, com prejuízo à produção nacional. Em paralelo, a prática de taxas de juros nominais ainda elevadas, comparativamente às demais economias, e o cenário de incerteza em meio ao ambiente de crise externa (norte-americana) em 2008/2009, e de fragilidade institucional interna vivenciada a partir de 2014, com a deflagração da Operação Lava Jato, também desestimulam os investimentos na esfera produtiva, com efeitos perversos sobre os resultados industriais.

Tendo em vista os argumentos da literatura econômica baseada em Kaldor (1966), dentre outros autores, de que os produtos manufaturados são caracterizados por economias de escala, elasticidade-renda, efeitos de aprendizado e de encaqueamento produtivo e tecnológico relativamente mais elevados quando comparados a outros setores da economia (agropecuária e serviços), a perda de desempenho da atividade industrial em termos de produção, emprego e inserção externa, em última instância, acarreta na obtenção de menores taxas de crescimento econômico no longo prazo. Tal preocupação tem motivado um amplo debate sobre a ocorrência e as possíveis causas de um processo de desindustrialização no país, ainda que não se tenha obtido consenso empírico em termos da ocorrência (ou não) do problema.

Contudo, torna-se relevante verificar o desempenho da atividade industrial no contexto regional, dado que as diversas regiões do país pos-

suem características industriais particulares. No caso dos estados do Sudeste, a principal região industrial do Brasil, tradicionalmente responsável por mais da metade do valor adicionado da indústria (transformação e extrativa) no Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro (IBGE, 2018), os perfis industriais são bastante distintos. O estado de Minas Gerais se destaca nos setores de minerais ferrosos, siderúrgico, café e automotivo. O Rio de Janeiro é caracterizado por uma estrutura produtiva e exportadora baseada, sobretudo, nas atividades petrolíferas. O Espírito Santo também possui uma indústria fundamentada em bens primários (minério de ferro, aço, celulose, e, recentemente, petróleo e gás), enquanto São Paulo responde pelo maior volume da produção e da exportação de produtos manufaturados de alta e média-alta tecnologia do país.

Partindo do pressuposto de que a indústria de transformação brasileira passa por uma perda de relevância nos resultados econômicos, pretende-se investigar a seguinte questão: É possível verificar tal perda de relevância do setor industrial de forma generalizada nos diversos estados da Federação? Ainda, os estados são afetados pelos fatores que desencadeiam o problema de maneira homogênea? Com base na análise dos estados da região Sudeste do país, com suas características industriais heterogêneas, parte-se da hipótese de que a indústria de transformação em tais estados apresenta uma evolução dos indicadores industriais que apontam para um processo de desindustrialização. No entanto, tais indicadores podem ser afetados de forma e intensidade distintas pelos condicionantes econômicos expostos pela literatura como causadores da desindustrialização.

Portanto, este artigo analisa os indicadores tradicionais da indústria de transformação dos quatro estados que compõem a região Sudeste do país (São Paulo, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo) e que são apontados como relevantes para identificar a ocorrência de desindustrialização, sendo eles: produção, emprego e exportações de bens manufaturados (ROWTHORN; RAMASWANY, 1999; TREGENNA, 2008; BRESSER-PEREIRA, 2007). Ademais, avalia-se empiricamente os possíveis efeitos de variáveis listadas pela literatura como principais condicionantes do processo (PALMA, 2005; BRESSER-PEREIRA, 2007; OREIRO; FEIJÓ, 2010; SONAGLIO, 2011; CANO, 2012).

Para isso, é utilizada a metodologia de cointegração pela estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL), que relacionem os efeitos da taxa de câmbio real, dos preços dos produtos primários (*commodities*), do grau de abertura comercial e da taxa de juros básica da economia sobre o desempenho da indústria de transformação.

A pesquisa apresenta duas contribuições principais. A primeira se relaciona à investigação da hipótese de desindustrialização em termos regionais. A literatura tem avançado na discussão das especificidades da estrutura industrial nas regiões/estados do Brasil, mas ainda há bastante espaço para o tratamento empírico do tema. Deste modo, a segunda contribuição consiste no método utilizado, visto que a maior parte dos trabalhos são baseados apenas na descrição de indicadores industriais tradicionais, mas não aprofundam na investigação quantitativa sobre as possíveis causas de curto e longo prazos do problema.

O artigo está organizado em seis seções, incluindo esta introdução. A próxima seção define os indicadores industriais analisados e apresenta os dados correspondentes aos estados da região Sudeste brasileira. A segunda seção sistematiza as evidências da literatura empírica que discute desindustrialização nos referidos estados. A terceira seção expõe a metodologia ARDL utilizada para avaliar as possíveis causas de desindustrialização. A quarta seção discute os resultados obtidos, e a última seção, elabora as considerações finais.

2 MEDIDAS DE DESINDUSTRIALIZAÇÃO E INDICADORES INDUSTRIAIS DOS ESTADOS DA REGIÃO SUDESTE

A literatura econômica trabalha com vários conceitos e indicadores para o termo “desindustrialização”. No conceito original de Rowthorn e Wells (1987) e Rowthorn e Ramaswamy (1999), a desindustrialização é tratada como um processo de redução persistente da participação da indústria no emprego total. Neste caso, a desindustrialização é decorrente do aumento da produtividade da mão de obra na indústria, que passa a ser absorvida pelo setor de serviços. Ainda, diferenças nas elasticidades-renda elevam a demanda

por serviços com o aumento da renda ao longo do tempo, o que resulta em contratação de mais trabalhadores pelo setor, aumentando sua participação no emprego e reduzindo o peso dos demais setores. Nestes termos, a desindustrialização não é necessariamente indesejável, desde que seja um processo “natural” atrelado ao desenvolvimento econômico, o que estabelece um formato de “U invertido” entre grau de industrialização e renda *per capita*.¹

No entanto, há críticas quanto à mensuração da desindustrialização pela análise do emprego, visto que a demanda por produtos manufaturados pode ser afetada por mudanças nas exportações, redução na taxa de investimento e terceirização de atividades manufatureiras, que passam a ser classificadas como de serviços. Esses fatores contribuem para a redução da participação industrial no emprego total, mas não necessariamente no produto.

De tal modo, Tregenna (2009) expande o conceito de desindustrialização, definindo-o como sendo a situação na qual a indústria perde participação tanto no emprego como no produto (PIB). Segundo a autora, pelos pressupostos kaldorianos, a indústria tem propriedades importantes para o crescimento, tais como maiores efeitos de encadeamento para frente e para trás com os demais setores, economias de escala e efeitos de aprendizagem. Assim, mesmo que o emprego industrial reduza, se a produção industrial cresce, a economia é beneficiada pela maior demanda por insumos com encadeamentos para trás ou por reduções de custos nos setores com encadeamentos para frente. Ainda, a indústria pode aumentar sua participação no PIB, mesmo com declínio de participação no emprego, devido a mudanças tecnológicas e/ou na composição dos setores industriais, que podem resultar em menor número de empregados.

O conceito de desindustrialização ampliado de Tregenna (2009) é defendido por Oreiro e Feijó (2010), os quais argumentam que o fato de haver expansão da produção industrial não indica inexistência de desindustrialização. Pelo contrário, o processo é compatível com um crescimento

¹ Alguns países em desenvolvimento perderam participação da indústria sem que a economia tenha alcançado níveis de renda *per capita* semelhantes aos dos países desenvolvidos, caso em que o processo é denominado desindustrialização “precoce” (CARVALHO; KUPFER, 2007).

físico da produção industrial. Nestes termos, a desindustrialização ocorre quando há redução da importância da indústria como fonte de geração de emprego e de valor adicionado (VA). Os autores ressaltam que a diminuição da participação da indústria pode decorrer do aumento da participação de produtos de maior conteúdo tecnológico ou valor adicionado nas exportações, com efeitos benéficos sobre a economia. Nesse caso, a desindustrialização é vista como “positiva”. Já, se a desindustrialização implicar reversão da pauta exportadora na direção de *commodities*, produtos primários ou manufaturas com baixo valor adicionado e/ou conteúdo tecnológico, é classificada como “negativa”, pois resulta de uma falha de mercado na qual a existência e/ou a descoberta de recursos naturais gera apreciação cambial, com externalidades negativas sobre a produção de bens manufaturados.

Em linha, a desindustrialização pode ser vista como consequência de um problema de “Doença Holandesa”, em que a abundância de recursos naturais que proporcionam vantagens comparativas e/ou o aumento dos preços internacionais das *commodities* promovem a entrada de divisas, ocasionando apreciação cambial acima da taxa de câmbio de equilíbrio industrial, a qual é necessária para garantir rentabilidade adequada aos setores de bens comercializáveis que utilizam tecnologia sofisticada (BRESSER-PEREIRA, 2007; OREIRO; FEIJÓ, 2010). Esse processo contribui para a especialização da economia na produção de bens primários, prejudicando o desempenho industrial e inibindo o crescimento econômico no longo prazo. Este tipo de desindustrialização é percebido diante de um aumento do déficit comercial da indústria pela perda de participação dos bens manufaturados nas exportações, ou pela substituição dos produtos nacionais pelos importados, desestimulando o consumo de produção interna.

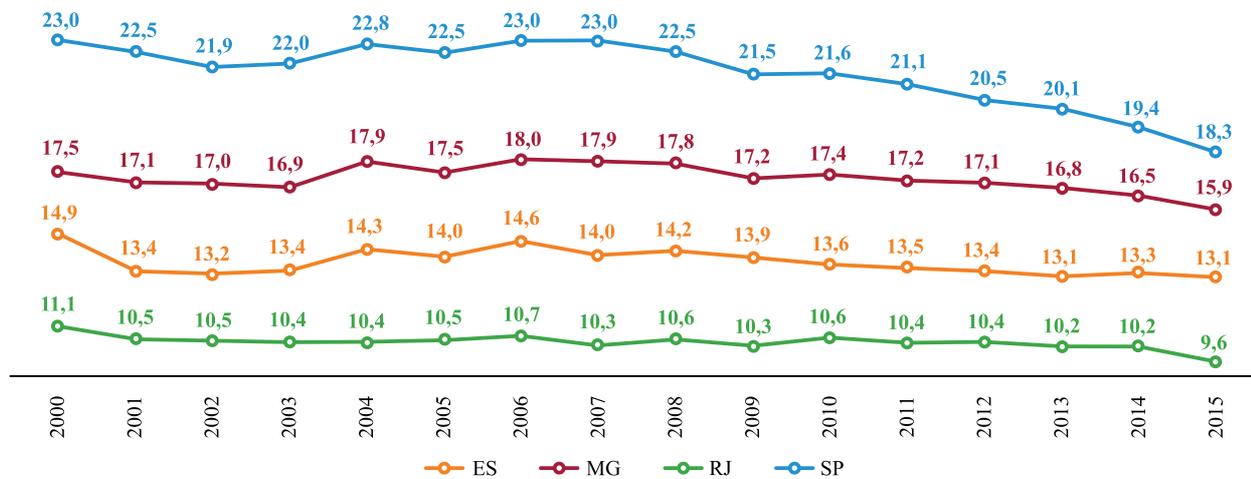
Ainda, autores, como Palma (2005) e Cano (2012), apontam que a desindustrialização pode

surgir por influência das políticas econômicas de estabilização praticadas a partir da década de 1990, como no caso das economias latino-americanas, em que a sobrevalorização cambial em conjunto com medidas de abertura comercial e financeira e taxas de juros elevadas resultaram em perda de competitividade da indústria nacional frente ao mercado externo. Com isso, a indústria perde participação no PIB, com fechamento de empresas e aumento do hiato de emprego. Neste contexto, tais políticas provocam a especialização da estrutura produtiva em bens primários nos quais os países possuem vantagens comparativas ricardianas.

Diante dessa discussão, cabe analisar os indicadores do desempenho da indústria de transformação dos estados da região Sudeste brasileira, quais sejam, a participação no emprego (conceito de Rowthorn e Ramaswamy, 1999), no produto (TREGENNA, 2009) e nas exportações (BRESSER-PEREIRA, 2007; BRESSER-PEREIRA; MARCONI, 2008) a fim de obter evidências de desindustrialização ao longo dos anos 2000.

O Gráfico 1, a seguir, apresenta a participação anual da indústria de transformação no emprego (pessoal ocupado em 31/12) dos estados da região Sudeste no período 2000-2016. Observa-se que a indústria de transformação perde participação no emprego total em todos os estados. Destaca-se o caso de São Paulo, cuja atividade é responsável, em média, por 21,39% do emprego no período, e sofre a maior queda de participação (-5,04 p.p.), passando de 22,97% em 2000 para 17,93% em 2016. Em Minas Gerais, a indústria de transformação colabora com 17,16%, em média, no emprego no estado, reduzindo participação em 1,71 p.p.. No Espírito Santo, cuja participação média é de 13,71%, a redução da participação é de 1,88 p.p., resultado bem próximo ao do Rio de Janeiro, com queda de 1,86 p.p., embora, neste estado, a indústria de transformação seja a que menos colabora com a geração de emprego (média de 10,35%).

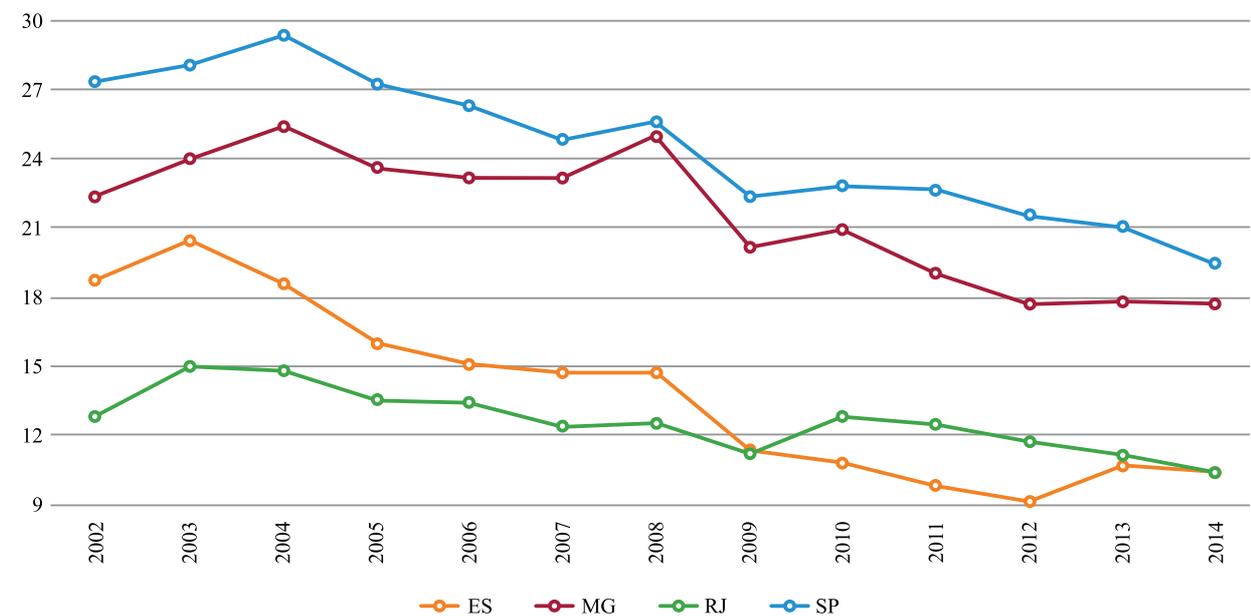
Gráfico 1 – Participação da indústria de transformação no emprego total dos estados da região Sudeste, 2000 a 2016 (%)



Fonte: MTE-RAIS (2018).

Tendo em vista que o dado de emprego pode sofrer a influência de ganhos de produtividade da força de trabalho, o Gráfico 2 ilustra a participação do valor adicionado pela indústria de transformação no PIB de cada estado no período 2002-2015.²

Gráfico 2 – Participação da indústria de transformação no PIB dos estados da região Sudeste, 2002 a 2015 (%)



Fonte: IBGE – PIA Empresa (2018).

Percebe-se que a indústria de transformação passa a colaborar menos com a geração de produto em todos estados da região Sudeste no período analisado. O estado de São Paulo, que possui a maior participação do valor adicionado pela indústria de transformação no PIB, em média, 24,08%, é tam-

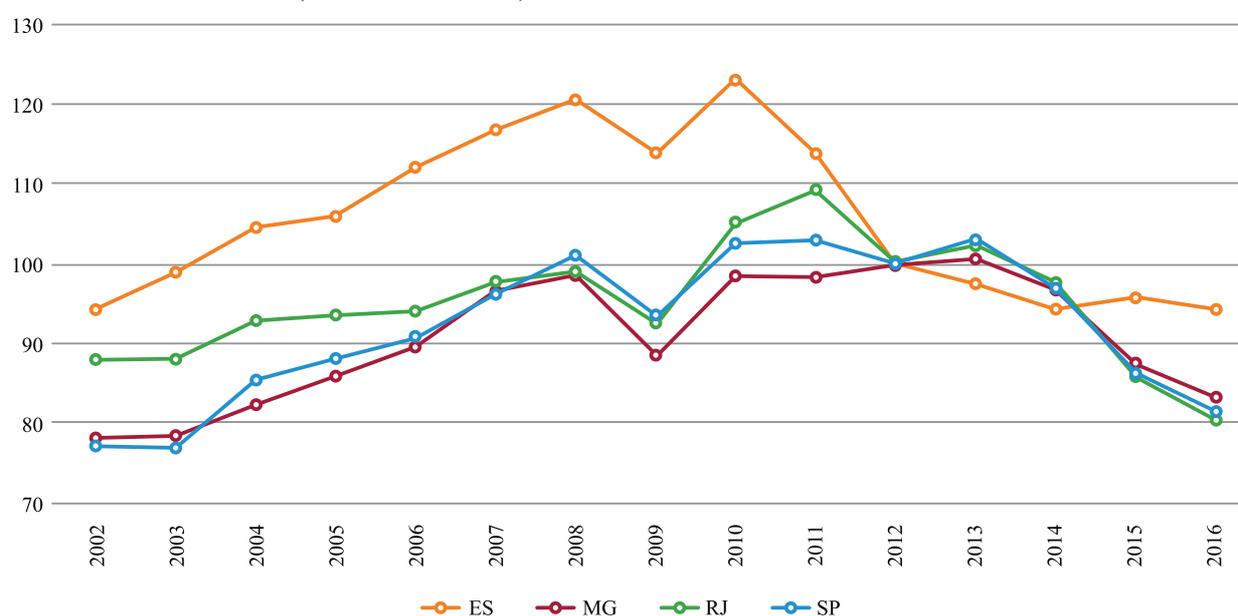
bém o que detém maior queda no indicador (-8,9 p.p.), passando de 27,33% em 2002 para 18,44% em 2015. A indústria de transformação em Minas Gerais e Espírito Santo, cujas participações médias no PIB são de 21,28% e de 13,82%, respectivamente, perdem peso no produto de 5,03 p.p. e

2 Devido à mudança de metodologia no cálculo do PIB pelo IBGE em 2010, optou-se por iniciar a análise no ano de 2002 para manter a coerência dos dados, sendo que a disponibilidade dos mesmos vai até o ano de 2015.

5,89 p.p., na mesma ordem. No Rio de Janeiro, a contribuição industrial ao PIB se mostra relativamente menor (média de 12,5%), e a queda correspondente é de 2,5 p.p. Em complemento aos efeitos da indústria de transformação sobre o produto, o Gráfico 3 descreve o desempenho da produção física do setor no período 2002-2017, embora, de acordo com Oreiro e Feijó (2010), a desindustrialização possa ocorrer a despeito do crescimento físico da produção. Verifica-se que, até 2008, a indústria de transformação apresenta crescimento real em todos os estados do Sudeste, mesmo com

o contexto de apreciação cambial, abertura comercial e preços favoráveis aos bens primários. Contudo, a ocorrência da crise financeira internacional (*subprime* EUA) naquele ano reverte a trajetória crescente da produção física nos estados, sendo que, a partir de 2011, o indicador assume trajetória decrescente. As maiores quedas são observadas para os estados do Espírito Santo e Rio de Janeiro, coincidindo com a incerteza decorrente do cenário político e econômico vivenciado nos últimos anos (*Impeachment* presidencial, Operação Laja Jato, descontrole das contas públicas).

Gráfico 3 – Desempenho da produção física da indústria de transformação dos estados da região Sudeste, 2002 a 2017 (índice 2012 = 100)

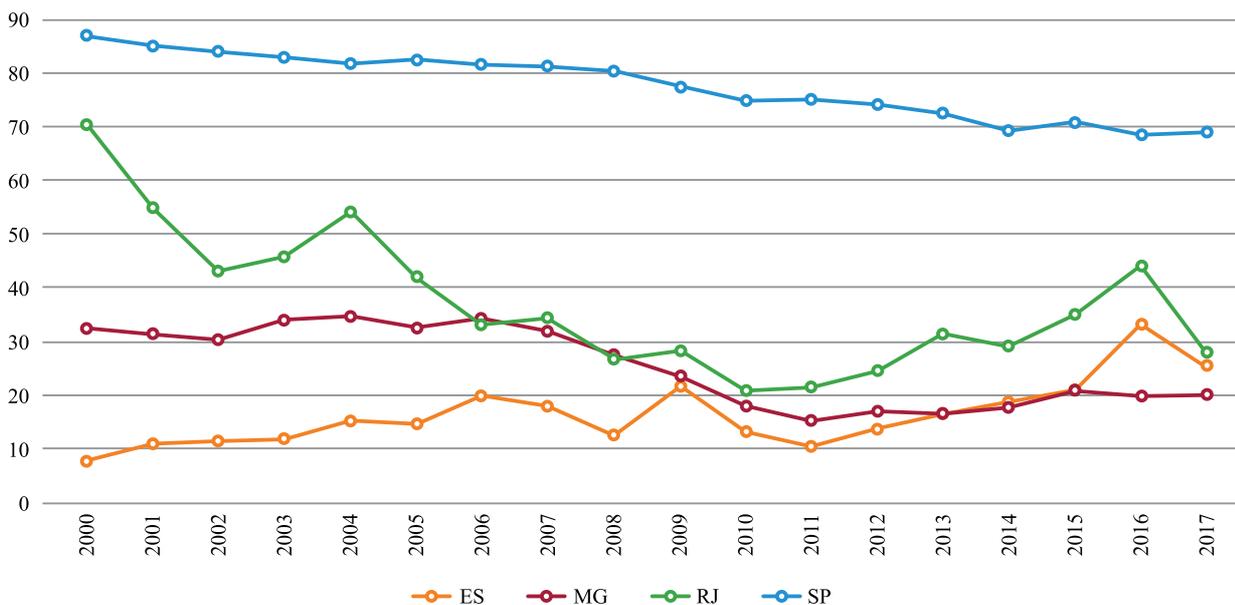


Fonte: IBGE – PIM-PF/RG (2018).

Por fim, considerando o conceito de desindustrialização refletido pelo problema da Doença Holandesa, o Gráfico 4 mostra a participação dos produtos manufaturados nas exportações totais de cada estado do Sudeste no período 2000-2017. Os dados assinalam que o Espírito Santo é o único estado que ganha participação (17,8 p.p.) da indústria de transformação na pauta exportadora, embora o peso do setor seja o menor dentre os estados analisados (média de 16,5%). São Paulo ainda se apresenta como o estado detentor de maior relevância dos produtos manufaturados nas exporta-

ções (média de 77,8%), contudo perde participação de 18,1 p.p. destes bens na pauta. Em Minas Gerais, os produtos manufaturados correspondem, em média a 25,6% das exportações, e a perda de peso na pauta é de 12,7 p.p.. Para o Rio de Janeiro, o indicador, que possui média de 37,17%, exhibe a redução mais expressiva (42,7 p.p.). Cabe ressaltar que as estruturas produtivas mineira e fluminense são baseadas em recursos naturais (minério de ferro em Minas Gerais e petróleo e gás natural no Rio de Janeiro), propiciando a especialização das exportações daqueles estados em bens primários.

Gráfico 4 – Participação dos produtos manufaturados nas exportações dos estados da região Sudeste, 2000 a 2017 (em %)



Fonte: MDIC (2018).

Em síntese, os indicadores analisados sinalizam alguma desindustrialização nos estados do Sudeste brasileiro, sobretudo em São Paulo, o qual possui a maior relevância no desempenho industrial, mas também o que apresenta as quedas mais significativas nos resultados industriais de emprego, produto e exportações. Deste modo, cabe avaliar se esses resultados são coerentes com as evidências obtidas em outros trabalhos na literatura que discute a hipótese de desindustrialização estadual. Tal análise será efetivada na seção a seguir.

3 O DEBATE SOBRE DESINDUSTRIALIZAÇÃO NA REGIÃO SUDESTE

Esta seção sistematiza os resultados encontrados por trabalhos que investigam a hipótese de desindustrialização nos estados brasileiros, com destaque para aqueles que avaliam o caso da região Sudeste nos anos 2000. O intuito é observar se há alinhamento com os dados dos indicadores industriais observados na segunda seção deste artigo. Pretende-se também, com essa revisão, destacar as possíveis especificidades do processo nos diversos estados, além de subsidiar a escolha das variáveis utilizadas na análise empírica desenvolvida na terceira seção. Cabe destacar que a literatura empírica sobre desindustrialização no âmbito

regional é basicamente pautada pela descrição do perfil industrial das regiões/estados a fim de obter evidências sobre a perda de importância da indústria de transformação no VA, no emprego e nas exportações.

Por exemplo, em estudos com amostras regionais, os trabalhos de Monteiro e Lima (2017) e Botelho et al. (2014) verificam perda de participação da atividade industrial no PIB e no emprego, especialmente nos estados das regiões Sudeste e Nordeste, além de redução de participação dos produtos industriais nas exportações e nas importações.

Avaliando dados de pessoal ocupado no período 1990-2009, Cruz e Santos (2011) ressaltam que as maiores perdas de empregos industriais ocorreram no Sudeste, concentradas nas indústrias tradicionais. Ambrozio (2007) também constata que a indústria de transformação da região Sudeste, especialmente em São Paulo e no Rio de Janeiro, perdeu participação aguda no emprego, ao passo que as demais regiões elevaram a participação, com destaque para o Sul, pelo deslocamento de empresas para Paraná e Santa Catarina.

Manhães e Rosendo (2016) analisam o indicador de Vetor de Densidade Industrial (VDI) dos estados da região Sudeste de 2000 a 2010, o qual considera a participação das empresas, a produção industrial, as exportações e a diversidade produtiva da indústria. Os resultados revelam que Rio de

Janeiro e São Paulo tiveram significativa queda em seus respectivos VDI, indicando que ambos passam por desindustrialização.

Pereira e Cario (2016), por meio do Índice de Desindustrialização Relativa Regional (DRR) para São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais (de 1996 a 2013), constata a desindustrialização na indústria de transformação como um todo. Porém, os estados tiveram comportamentos diferenciados. A indústria paulista apresentou desindustrialização relativa no período analisado, enquanto Minas Gerais e Rio de Janeiro tiveram melhor performance, sobretudo, após 2007, com mudança estrutural dos setores de baixa para média-alta tecnologia.

A literatura também aborda a hipótese de desindustrialização em estudos dos estados individualizados. Por exemplo, sobre o estado de São Paulo, Ferreira (2003) observa perda de participação do emprego industrial relativamente ao setor de serviços atrelada ao aumento do setor informal e à precarização do trabalho, sendo decorrente da desconcentração industrial da capital para o interior ou outros estados. Rezende e Santos (2007) apontam que as medidas do Plano Real (abertura comercial, juros elevados e apreciação cambial) promoveram a reestruturação do parque produtivo aos padrões de competitividade internacional, aumentando o desemprego em São Paulo. Ainda, Costa et al. (2013) ressaltam que o contexto do Plano Real contribuiu para a deterioração da indústria de transformação brasileira no período 1989-2010, com menor agregação de valor nacional à produção, substituição de demanda por produtos importados e perda de participação nas exportações. O estado de São Paulo, por concentrar o principal parque industrial do país e boa parte dos segmentos mais complexos, foi mais afetado do que o restante da economia nacional, com desaceleração e regressão na estrutura industrial.

Silva e Alves (2010) assinalam que as políticas implementadas com o Plano Real levaram à queda da participação da indústria de transformação no PIB, mas com efeitos distintos nos vários estados brasileiros. No que diz respeito ao estado de Minas Gerais, a participação da indústria de transformação no total do país aumentou, especialmente nas atividades ligadas à produção de minério de ferro, siderurgia e fabricação de automóveis, camionetas e utilitários no período 1996-2006. Almeida e Souza (2014) também apontam que a indústria mineira

ampliou participação no VTI nacional, mediante queda do peso dos estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, com avanço dos setores de extração de minerais, metalurgia, produtos alimentares, material de transporte, química e mecânica. Todavia, destacam estagnação na produção física após 2010 em resposta à crise econômica. Por outro lado, Veríssimo e Araújo (2016) identificam perda de peso da indústria de transformação mineira frente à atividade extrativa no PIB estadual, e obtém impacto favorável da taxa de câmbio real depreciada sobre a indústria de transformação, mas efeitos negativos das taxas de juros e da abertura comercial.

Os estudos para o estado do Rio de Janeiro revelam a importância adquirida pelos setores industriais vinculados à exploração de recursos naturais e produção de alimentos e bens industriais semiacabados, contando com o avanço das indústrias siderúrgica, naval, automotiva e petroquímica, como mostra Cruz (2012). No entanto, Rosendo e Britto (2011) argumentam que isso levou à perda de peso da indústria de transformação no VTI estadual, ao passo em que aumentou a contribuição da indústria extrativa. Na mesma direção, Sobral (2013) assinala que o dinamismo da indústria extrativa mineral contrasta com o quadro de semiestagnação da indústria de transformação fluminense, revelando uma condição dependente do aproveitamento de recursos minerais e indícios de desindustrialização relativa.

Para o Espírito Santo, o trabalho de Caçador e Grassi (2009) argumenta que a especialização da economia em *commodities* foi fundamental para a obtenção de altas taxas de crescimento. Contudo, afirma que a diversificação produtiva deve ser estimulada, pois problemas potenciais com a produção de *commodities* podem prejudicar o crescimento no longo prazo. Villaschi Filho e Leal (2012) apontam o aumento da participação das exportações de produtos básicos e redução dos semi-manufaturados e manufaturados do estado na pauta comercial brasileira entre 2000 e 2011, sendo que a indústria extrativa mineral ganhou relevância em detrimento da indústria de transformação no VA do Brasil. Ainda, Caçador (2015) estima um modelo que avalia a relação em U invertido entre a participação da indústria no Valor Adicionado Total (VAT) e a renda *per capita*, e não encontra evidência de que a economia capixaba sofre desindustrialização. As evidências mostram efeitos

positivos dos preços das *commodities* sobre a participação da indústria no VAT local.

Em síntese, a literatura assinala que a dinâmica da mudança dos resultados industriais entre os estados do Sudeste é distinta. São Paulo ainda concentra a produção de bens industriais de alta tecnologia, embora tenha sofrido alguma desconcentração para outros estados do país. De outro lado, os demais estados da região ampliaram o peso da indústria baseada em recursos naturais (especialmente minerais e petróleo) nos seus resultados. Sendo assim, torna-se relevante investigar como os indicadores de produto, emprego e exportações da indústria de transformação daqueles estados respondem aos principais fatores levantados pela literatura que explicam o processo de desindustrialização.

4 METODOLOGIA

Esta seção objetiva investigar a hipótese de desindustrialização nos estados da região Sudeste brasileira, ao longo dos anos 2000, por meio dos efeitos da taxa de câmbio real, dos preços das *commodities*, da taxa de juros e do grau de abertura comercial sobre três indicadores da indústria de transformação dos respectivos estados: produção, emprego e exportações de bens manufaturados. Tais variáveis refletem os efeitos decorrentes da política econômica implementada no país no pós-Real, além de um contexto de preços internacionais favoráveis à expansão dos bens primários, com prejuízo aos setores de manufaturados. Para

isso, avalia-se a existência de relações de longo prazo entre as variáveis mencionadas pela estimação de modelos Autorregressivos de Defasagens Distribuídas (ARDL) aplicados à cointegração, como propostos por Pesaran e Shin (1999) e Pesaran et al. (2001).

A metodologia ARDL possui algumas vantagens em relação aos testes de cointegração em variáveis não estacionárias (tais como em Johansen, 1991; Phillips e Hansen, 1999; Engle e Granger, 1987) e aos modelos de Vetores Autorregressivos (VAR). Primeiro, a técnica de cointegração proposta por Pesaran et al. (2001) pode ser aplicada em um conjunto de variáveis com diferentes ordens de integração, o que possibilita o tratamento de dados puramente I(0), puramente I(1), ou com as duas ordens de integração. Segundo, o teste de cointegração em modelos ARDL tende a ser mais eficiente para captar as relações de longo prazo em amostras pequenas de dados (PESARAN; SHIN, 1999). Por fim, um nível ótimo de defasagens pode ser determinado para cada uma das variáveis do modelo ARDL, por intermédio de um critério de seleção previamente escolhido (normalmente o critério de informação Akaike).

A abordagem ARDL consiste na verificação da existência de vetores de longo prazo entre um conjunto de variáveis. Confirmada esta relação, estimam-se os coeficientes de longo e curto prazos dos modelos, bem como a velocidade de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Para isso, o modelo ARDL é estimado na forma de vetores de correção de erros (ARDL-ECM), podendo ser especificado como se segue:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_2 \Delta x_{t-1} \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Δ indica primeira diferença; α_0 e α_1 são termos de constante e tendência; δ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de longo prazo; ϕ_i , $i = 1, 2$, são parâmetros de curto prazo; ε_t é o termo de erro.

O teste de cointegração desenvolvido por Pesaran et al. (2001) é um teste Wald (teste-F) para a verificação da significância conjunta dos parâmetros de longo prazo. Entretanto, sob a hipótese nula de não existência de cointegração, os valores críticos do teste Wald não possuem uma distribuição assintótica padrão para qualquer ordem de integração dos regressores. Para isso, Pesaran et al. (2001) fornecem uma banda de valores críticos, onde o nível

inferior é calculado com a hipótese de que todas as variáveis do modelo ARDL são estacionárias e a banda superior com a hipótese de que todas as variáveis são I(1). Os modelos podem contar com a utilização (ou não) de intercepto e tendência.

Definida a banda de valores críticos, a estatística-F do teste Wald é comparada com ela. A hipótese nula é de não existência de vetores de cointegração ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$), e a hipótese alternativa é de existência de relação de longo prazo entre as variáveis do modelo ($H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0$). Se a estatística-F do teste Wald ficar abaixo da banda inferior

de valores críticos, a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, não há cointegração. Se a estatística-F for maior do que a banda superior de valores críticos, a hipótese nula é rejeitada (há cointegração). Por fim, se a estatística-F ficar dentro do intervalo de valores críticos, os resultados são inconclusivos.

A investigação proposta neste artigo envolve a estimação de três especificações de modelos

$$\begin{aligned} \Delta PIM_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 PIM_{t-1} + \delta_2 TCREF_{t-1} + \delta_3 IPCOM_{t-1} + \delta_4 SELIC_{t-1} + \\ & \delta_5 ABERT_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_1 \Delta PIM_{t-1} + \sum_{i=0}^p \phi_2 \Delta TCREF_{t-1} + \sum_{i=0}^q \phi_3 \Delta IPCOM_{t-1} + \\ & \sum_{i=0}^r \phi_4 \Delta SELIC_{t-1} + \sum_{i=0}^s \phi_5 \Delta ABERT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

- **Modelo 2** – Variável Dependente: Emprego (EMP), com dados mensais de 2004:01 a 2017:06

$$\begin{aligned} \Delta EMP_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 EMP_{t-1} + \delta_2 TCREF_{t-1} + \delta_3 IPCOM_{t-1} + \delta_4 SELIC_{t-1} \\ & + \delta_5 ABERT_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_1 \Delta EMP_{t-1} + \sum_{i=0}^p \phi_2 \Delta TCREF_{t-1} + \sum_{i=0}^q \phi_3 \Delta IPCOM_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^r \phi_4 \Delta SELIC_{t-1} + \sum_{i=0}^s \phi_5 \Delta ABERT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

- **Modelo 3** – Variável Dependente: Exportações de manufaturados (XMANUF), com dados mensais de 2000:01 a 2017:06

$$\begin{aligned} \Delta XMANUF_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \tau + \delta_1 XMANUF_{t-1} + \delta_2 TCREF_{t-1} + \delta_3 IPCOM_{t-1} + \delta_4 SELIC_{t-1} + \\ & \delta_5 ABERT_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_1 \Delta XMANUF_{t-1} + \sum_{i=0}^p \phi_2 \Delta TCREF_{t-1} + \sum_{i=0}^q \phi_3 \Delta IPCOM_{t-1} \\ & + \sum_{i=0}^r \phi_4 \Delta SELIC_{t-1} + \sum_{i=0}^s \phi_5 \Delta ABERT_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

As variáveis utilizadas nos modelos podem ser especificadas como:

- PIM: Índice da produção física da indústria de transformação estadual (2012 = 100).⁴ Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – PIM-PF/RG.
- EMP: Índice do emprego da indústria de transformação estadual (2012 = 100). Fonte: Cadastro Geral de Empregados e Desempregados – Ministério do Trabalho.
- XMANUF: Participação dos bens manufaturados nas exportações totais de cada estado (em %). Fonte: Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.
- TCREF: Índice da taxa de câmbio real efetiva – exportações de manufaturados (2010 = 100). Fonte: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata).

ARDL aplicados à cointegração, sendo que cada especificação se atrela a um indicador industrial (produção, emprego e exportações) e é estimada para os quatro estados da região Sudeste conforme as seguintes equações³:

- **Modelo 1** – Variável Dependente: Produção (PIM), com dados mensais de 2002:01 a 2017:06

- IPCOM: Índice de preços internacionais das *commodities* – geral (2005 = 100). Fonte: Fundo Monetário Internacional.
- SELIC: Taxa de juros Over-Selic (% a.m.). Fonte: Banco Central do Brasil.
- ABERT: Grau de abertura comercial da economia, dado pela soma das exportações e importações em relação ao PIB brasileiro (em %). Fonte: Banco Central do Brasil.

Todas as variáveis são trabalhadas em logaritmo natural. Também são incluídas duas variáveis *dummies* nas estimações, denominadas DCRISE (assumindo o valor 1 para todos os meses do ano de 2009), para captar os efeitos da crise norte-americana (*subprime*), e DLAVA (assumindo o valor 1 para os meses a partir de março de 2014), para captar a ocorrência da Operação Lava Jato e a instabilidade política e institucional decorrente no país. A inclusão dessas variáveis se faz necessária para corrigir a instabilidade dos modelos, conforme testes de diagnóstico.

4 Utilizado como *proxy* para o indicador de participação do VA pela indústria de transformação no PIB, como exposto em Tregenna (2009), em função da indisponibilidade desse indicador em frequência mensal para os estados.

3 O período envolvido na estimação de cada modelo variou conforme a disponibilidade da base de dados utilizada.

A especificação dos modelos é feita com base na literatura sobre desindustrialização nacional, em que autores como Bresser-Pereira (2007), Bresser-Pereira e Marconi (2008), Oreiro e Feijó (2010) e Sonaglio (2011) apontam a relevância da taxa de câmbio real e dos preços internacionais das *commodities* para sinalizar um processo de desindustrialização pela via da Doença Holandesa. Ademais, procura-se incorporar as variáveis grau de abertura comercial e taxa de juros Selic nas estimações a fim de contemplar um possível processo de desindustrialização por meio das políticas econômicas adotadas no país, conforme argumentam Palma (2005) e Cano (2012).

Na evidência de desindustrialização, espera-se que a taxa de câmbio real esteja positivamente associada com os indicadores da indústria de transformação dos respectivos estados. Segundo Sonaglio (2011), a sobreapreciação cambial afeta negativamente a estrutura industrial, pois as empresas passam a importar os componentes que antes eram produzidos internamente e, em alguns casos, importam inclusive bens finais, eliminando estágios da cadeia produtiva. Porém, existe o argumento de que a apreciação real da taxa de câmbio serve de incentivo à importação dos bens de capital e ampliam a competitividade da indústria, neste caso, favorecendo o desempenho da indústria de transformação.

De outro lado, espera-se que um comportamento altista dos preços internacionais das *commodities* exerça influência negativa sobre a produção física, o emprego e as exportações de bens manufaturados dos estados, visto que o contexto de

preços favoráveis aos produtos primários se mostra propício à especialização em setores intensivos em recursos naturais, com menor valor relativo agregado, implicando menor direcionamento de recursos produtivos (capital, trabalho e tecnologia) para a atividade de transformação. Também se espera uma influência negativa da taxa de juros Selic, pois taxas menores devem beneficiar os investimentos na capacidade produtiva, ampliando a produção, o emprego e as exportações de bens manufaturados. Por fim, os efeitos da abertura comercial do país podem ser ambíguos, pois o maior grau de abertura pode representar substituição de produção interna por bens industriais importados, mas também pode estar relacionado à importação de máquinas, equipamentos e insumos utilizados na produção industrial, estimulando o desempenho favorável da atividade nos estados.

5 RESULTADOS

Previamente às estimações dos modelos ARDL aplicados à cointegração, cabe avaliar a ordem de integração das variáveis utilizadas. Deste modo, são estimados os testes tradicionais de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). A Tabela 1 sintetiza os resultados destes testes, os quais indicam que algumas variáveis são consideradas I(0), enquanto outras são I(1), sinalizando os benefícios da utilização da metodologia proposta.

Tabela 1 – Testes de raiz unitária

	ADF	k	PP	k	KPSS	k
Produção Industrial ES	-3.39**	1	-4.04*	4	0.46	10
Produção Industrial MG	-2.10	12	-4.32*	4	0.65**	9
Produção Industrial RJ	-1.20	12	-4.25*	1	0.32	10
Produção Industrial SP	-2.25	13	-4.25*	6	0.59**	9
Emprego Industrial ES	-2.00	13	-3.83*	1	1.29	10
Emprego Industrial MG	-1.95	13	-3.33**	2	1.08	10
Emprego Industrial RJ	-2.00	13	-1.99	9	1.08	10
Emprego Industrial SP	-1.56	13	-2.53	3	0.59**	10
Exportações Manuf. ES	-3.26**	2	-8.00*	8	0.94*	10
Exportações Manuf. MG	-1.48	2	-2.71	16	1.44*	11
Exportações Manuf. RJ	-3.16**	2	-7.98	8	1.31*	10
Exportações Manuf. SP	0.25	11	-2.66	5	1.79*	11
Taxa de câmbio real	-1.29	1	-1.24	7	0.38	11
Preços das <i>commodities</i>	-1.68	1	-1.71	6	1.16*	11
Taxa de Juros Selic	-1.63	12	-2.27	5	1.09*	11
Grau de abertura	-2.14	14	-5.67	1*	0.59**	9

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados do Eviews 9.5.

Notas: Estimacões com constante; k: número de defasagens; Valores críticos testes ADF e PP: 1% (-3.47) e 5% (-2.88); Valores críticos teste KPSS: 1% (0.74) e 5% (0.46); (*) e (**) rejeição de H_0 a 1% e 5% de significância; ADF e PP: H_0 : Tem raiz unitária; KPSS: H_0 : Não tem raiz unitária.

Ainda, antes de se efetuar as análises de curto e longo prazos, os resultados das estimações ARDL passaram por alguns testes de diagnóstico. Estes incluem a análise de autocorrelação dos resíduos (*LM Autocorrelation Test*), cuja hipótese é de não existência de autocorrelação serial. A Tabela 2, na sequência, exibe os resultados desse teste, bem como as defasagens selecionadas para cada variável dos modelos nas suas diversas especificações, sendo utilizadas quatro defasagens e o critério de informação de Akaike (AIC) como base de seleção. Cabe destacar que os testes indicam ausência de autocorrelação serial em todos os modelos estimados (não rejeição da hipótese nula).

Também são estimados os testes de estabilidade dos modelos Cusum (*Cumulative Sum*) e Cusumq (*Cumulative Sum of Squares*), os quais permitem avaliar a constância dos coeficientes dos modelos. A instabilidade nos parâmetros é diagnosticada se a soma cumulativa dos resíduos ultrapassa os limites da área das linhas críticas a 5% de significância estatística, o que sinaliza a influência de quebra estrutural nas estimações. No caso das estimações dos modelos propostos, os testes Cusum e Cusumq apresentam estabilidade com a adição das variáveis *dummies* DCRISE e DLAVA.⁵

Tabela 2 – Estimativas dos modelos ARDL

Estados	Defasagens Selecionadas	ARDL Variáveis Significativas (Defasagens significativas)	Teste LM Autocorrelação [Prob.]
Modelo 1: Variável dependente – Produção			
Espírito Santo	(4, 0, 2, 1, 4)	PIMES (-1); TCREF (-1); IPCOM(-2); SELIC (-3); ABERT(-1)	2,5840 [0,0786]
Minas Gerais	(4, 0, 1, 4, 0)	PIMMG (-1, -2, -3, -4); TCREF (-1); IPCOM (-1); SELIC (-1, -2, -3, -4, -5); ABERT(-1)	3,0754 [0,0500]
Rio de Janeiro	(2, 4, 2, 4, 2)	PIMRJ (-1, -2); IPCOM (-1, -2); SELIC (-1, -2, -3, -4, -5); ABERT (-1,-2)	2,1824 [0,1161]
São Paulo	(4, 0, 0, 4, 0)	PIMSP (-1, -4); TCREF (-1); IPCOM (-1); SELIC (-1, -2, -3, -4, -5); ABERT (-1)	2,2194 [0,1119]
Modelo 2: Variável dependente – Emprego			
Espírito Santo	(4, 1, 0, 4, 2)	EMPES(-1, -4); TCREF(-1,-2); IPCOM (-1); SELIC(-4, -5); ABERT(-3)	0,3003 [0,7410]
Minas Gerais	(4, 0, 0, 4, 2)	EMPMG(-1, -2, -4); IPCOM(-1); SELIC (-1, -4); ABERT(-3)	1,5441 [0,2171]
Rio de Janeiro	(4, 0, 0, 3, 2)	EMPRJ (-1, -3, -4); IPCOM (-1); SELIC (-1, -4); ABERT (-3)	0,0403 [0,9605]
São Paulo	(4, 1, 0, 4, 2)	EMPSP (-1, -2, -4); TCREF(-2); IPCOM (-1); SELIC(-1, -4, -5); ABERT(-3)	0,1252 [0,8824]
Modelo 3: Variável dependente – Exportações			
Espírito Santo	(3, 0, 0, 0, 1)	XMANUFES (-1, -2, -3)	0,6747 [0,5105]
Minas Gerais	(3, 3, 1, 4, 2)	XMANUMFG(-1, -3); TCREF (-3); IPCOM(-2); SELIC (-5); ABERT(-3)	1,3389 [0,2647]
Rio de Janeiro	(2, 1, 2, 4, 3)	XMANUFRJ (-2); TCREF (-1); IPCOM (-1, -2, -3); SELIC (-3, -5); ABERT (-4)	0,4337 [0,6488]
São Paulo	(4, 2, 0, 4, 4)	XMANUFSP (-2, -4); IPCOM (-1); SELIC (-1, -4, -5); ABERT (-5)	1,0509 [0,3517]

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados nas saídas do Eviews 9.5.

Após assegurar que as estimativas não possuem problemas de correlação serial e que a dinâmica dos parâmetros é estável, a existência de cointegração (relação de longo prazo) entre as variáveis é examinada a partir da aplicação dos Testes de Limites (ARDL *Bounds Tests*), que consiste no teste de Wald (F-test) para avaliar a significância conjunta dos parâmetros de longo prazo dos modelos.

A Tabela 3 sistematiza os resultados obtidos levando em conta os valores críticos de Pesaran et al.

(2001). Os testes indicam que as estatísticas-F são maiores do que os valores críticos (a 5%), sinalizando a rejeição da hipótese de não cointegração em todos os modelos. Em outras palavras, confirma-se a existência de cointegração de longo prazo entre as variáveis analisadas, indicando que as variáveis

⁵ Por questão de espaço, os gráficos dos testes Cusum e Cusumq não serão reportados. Contudo, os resultados podem ser solicitados à autoria do artigo.

explicativas têm papel importante para explicar o desempenho da produção, do emprego e das exportações de bens manufaturados dos estados da região Sudeste.

Tabela 3 – Teste de cointegração (*Bounds limits*)

Estados	F- Statistics			Valores críticos				Cointegração de longo prazo?
	I(0) Bound			I(1) Bound				
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	10%	5%	10%	5%	
Espírito Santo	3,63	4,59	12,19	2,2	2,56	3,09	3,49	Sim
Minas Gerais	15,93	3,11	15,29	2,2	2,56	3,09	3,49	Sim
Rio de Janeiro	6,89	9,38	9,64	2,2	2,56	3,09	3,49	Sim
São Paulo	22,06	6,09	16,93	2,2	2,56	3,09	3,49	Sim

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados nas saídas do Eviews 9.5.

Nota: H_0 : não há relação de longo prazo.

Contudo, a análise do papel de cada variável explicativa em um contexto de longo prazo se torna necessária. Ademais, tais relações de longo prazo não significam a inexistência de possíveis choques de curto prazo, os quais também devem ser avaliados. Assim, na sequência, estima-se os coeficientes de cointegração de longo prazo para os modelos considerados, com os resultados reportados na Tabela 4.

Tabela 4 – Coeficientes de longo prazo

	Modelo 1 – Produção			
	Espírito Santo	Minas Gerais	Rio de Janeiro	São Paulo
	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]
TCREF	-0,5763 [0,0035]	-0,1119 [0,0200]	-0,0942 [0,2051]	-0,1693 [0,0008]
IPCOM	-0,3561 [0,0334]	0,1032 [0,0063]	0,0600 [0,2652]	0,0996 [0,0104]
SELIC	-0,2080 [0,1729]	-0,1390 [0,0001]	-0,0871 [0,1178]	-0,1470 [0,0001]
ABERT	0,1598 [0,5458]	0,1379 [0,0081]	0,0051 [0,9560]	0,1723 [0,0014]
C	8,6759 [0,0000]	4,1451 [0,0000]	4,7251 [0,0000]	4,3534 [0,0000]
	Modelo 2 – Emprego			
	Espírito Santo	Minas Gerais	Rio de Janeiro	São Paulo
	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]
TCREF	0,0549 [0,3590]	0,0335 [0,4884]	-0,1555 [0,3032]	-0,0905 [0,0140]
IPCOM	0,2062 [0,0000]	0,1898 [0,0000]	0,2123 [0,0217]	0,1168 [0,0001]
SELIC	-0,0873 [0,0310]	-0,1149 [0,0005]	-0,1356 [0,1015]	-0,0636 [0,0090]
ABERT	-0,1825 [0,0100]	-0,2360 [0,0001]	-1,1803 [0,2347]	-0,1760 [0,0001]
C	-3,7883 [0,0000]	4,1213 [0,0000]	4,8020 [0,0000]	4,9217 [0,0000]

	Modelo 3 – Exportações			
	Espírito Santo	Minas Gerais	Rio de Janeiro	São Paulo
	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]	Coefic. [Prob.]
TCREF	0,3687 [0,2887]	-0,0994 [0,7393]	-0,4696 [0,0292]	-0,1926 [0,0000]
IPCOM	-0,0253 [0,9120]	-0,3133 [0,1335]	-1,1122 [0,0000]	-0,1257 [0,0000]
SELIC	-0,2902 [0,3817]	0,2654 [0,3945]	-0,5324 [0,0164]	0,0072 [0,8613]
ABERT	0,7394 [0,1975]	1,3241 [0,0142]	1,0384 [0,0111]	0,3112 [0,0003]
C	-1,2339 [0,5637]	1,1823 [0,5511]	8,0004 [0,0000]	4,9655 [0,0000]

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados nas saídas do Eviews 9.5.

Verifica-se que os coeficientes que são estatisticamente significativos para a taxa de câmbio real efetiva apresentam sinais negativos em todos os modelos estimados. Isto significa que a produção, o emprego e as exportações da indústria de transformação dos estados do Sudeste no longo prazo não se mostram prejudicados pela apreciação cambial vivenciada no país em boa parte dos anos 2000. Uma justificativa se relaciona ao fato de que a atividade industrial na região é dependente da importação de insumos, que se tornam mais baratos em um cenário de moeda doméstica valorizada, reduzindo custos de produção e beneficiando, portanto, a produção, o emprego e os setores exportadores. Além disso, a produção de bens manufaturados pode ter sido direcionada para o mercado interno, enquanto as exportações passam a ser dominadas por produtos de origem primária.

Os coeficientes dos preços das *commodities* são negativos para a produção do Espírito Santo e para as exportações de Rio de Janeiro e São Paulo. Assim, nesses estados, há sinalização de

deslocamento de recursos produtivos da atividade industrial para os setores produtores de bens primários, e estímulo aos setores exportadores de *commodities*, que obtêm maior rentabilidade, com prejuízo à indústria de transformação. Contudo, a variável apresenta sinal positivo para a produção em Minas Gerais e São Paulo, e para o emprego em todos os estados. No caso de Minas Gerais, isso se atrela às características de sua indústria baseada em recursos naturais e trabalho. No caso de São Paulo, embora predomine indústrias de média-alta e alta tecnologia, há o avanço das atividades também baseadas em recursos naturais e trabalho ao longo do tempo. No emprego, o contexto de preços internacionais elevados para os bens primários se reflete no aumento de postos de trabalho nos setores de baixa tecnologia ou intensivos em trabalho pouco qualificado, de menor produtividade.

Os coeficientes da taxa de juros Selic são significativos, com sinal negativo, para explicar a produção de Minas Gerais e São Paulo, o emprego em todos os estados, e as exportações de bens manufaturados do Rio de Janeiro. Deste modo, identifica-se que um ambiente menos favorável para a tomada de recursos nos mercados financeiros desestimula a ampliação da capacidade produtiva da indústria de transformação dos estados, com efeitos negativos sobre o emprego e as exportações.

O grau de abertura comercial possui efeitos positivos sobre a produção de Minas Gerais e São Paulo, e para as exportações de Minas Gerais, São Paulo e Rio de Janeiro. Esse resultado aponta que a abertura comercial tende a favorecer a modernização da atividade industrial daqueles estados pela importação de máquinas e equipamentos de capital, além de insumos industriais mais baratos, reduzindo custos e favorecendo a competitividade

no mercado externo. Todavia, nos modelos para o emprego, os efeitos da abertura comercial são negativos. Neste caso, a abertura da economia ocasiona substituição da produção doméstica por bens industriais finais importados mais baratos, contribuindo para a quebra de empresas que não conseguem se modernizar e reduzir custos, promovendo o desemprego.

Na sequência, os ajustamentos de curto prazo dos modelos ARDL, via mecanismo de correção de erros (ECM), são estimados. Isso se faz necessário tendo em vista que os desequilíbrios de curto prazo são vistos como um processo de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. Todavia, a velocidade de ajustamento a tal equilíbrio pode ser mais rápida ou mais lenta, dependendo das características dos estados. A maior (menor) velocidade de ajustamento significa que as relações de equilíbrio entre as variáveis retornam ao estado estável mais rápido (lento).

A Tabela 5 sistematiza os resultados ECM para os modelos ARDL estimados, bem como as variáveis que são estatisticamente significativas para a dinâmica de curto prazo. Verifica-se que os sinais do Termo de Correção de Erro (ECM_{t-1}) são negativos e significativos em todas as estimativas. Tais resultados para o Modelo 1 (produção) revelam que, para o estado de São Paulo, o processo de ajustamento é bem rápido, pois 86% dos choques são corrigidos em um mês. O estado com menor velocidade de ajustamento é o Espírito Santo (24%). No Modelo 3 (exportações), o estado do Rio de Janeiro é o que se ajusta mais rapidamente (67%), e Minas Gerais, o de ajustamento mais lento (18%). Nota-se que no Modelo 2 (emprego), todos os estados possuem baixa velocidade de ajustamento dos choques das variáveis no curto prazo ao equilíbrio de longo prazo (menos de 20%).

Tabela 5 – Dinâmica de curto prazo: correção de erros e variáveis significativas

Estados	Modelo 1 – Produção		Modelo 2 – Emprego		Modelo 3 – Exportações	
	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Espírito Santo	-0,2449 [0,0000]	PIMES (-1, -2) IPCOM (-2) SELIC (-1) ABERT (-1, -3, -4)	-0,1170 [0,0000]	EMPES (-3) TCREF (-1) IPCOM (-2) SELIC (-3, -4) ABERT (-2)	-0,4042 [0,0000]	XMANUFES (-1, -2)

Estados	Modelo 1 – Produção		Modelo 2 – Emprego		Modelo 3 – Exportações	
	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas	ECM(-1) [Prob.]	Variáveis Significativas
Minas Gerais	-0,7776 [0,0000]	PIMMG (-1, -2, -3) IPCOM (-1) SELIC (-1, -3, -4)	-0,1365 [0,0000]	EMPMG (-2, -3) SELIC (-1, -2, -3) ABERT (-2)	-0,1798 [0,0000]	XMANUFMG (-1, -2) TCREF (-3) SELIC (-3, -4) ABERT (-2)
Rio de Janeiro	-0,4816 [0,0000]	PIMRJ (-1) IPCOM (-1, -2) SELIC (-1, -3, -4) ABERT (-1)	-0,0263 [0,0000]	EMPRJ (-1, -3) SELIC (-1, -2, -3) ABERT (-2)	-0,6760 [0,0000]	XMANUFRJ (-1) TCREF (-1) SELIC (-3) ABERT (-3)
São Paulo	-0,8600 [0,0000]	PIMSP (-1, -2, -3) SELIC (-1, -2, -3)	-0,1852 [0,0000]	EMPSP (-2, -3) SELIC (-2, -3) ABERT (-2)	-0,4169 [0,0000]	XMANUFSP (-1, -2, -3) SELIC (-1) ABERT (-2)

Fonte: elaborada pela autora com base nos resultados nas saídas do Eviews 9.5.

A Tabela 5 também registra quais variáveis são relevantes para explicar a dinâmica de curto prazo nos modelos estimados, indicando que não há uma homogeneidade dos resultados entre os estados do Sudeste. Os choques de curto prazo dos valores defasados das variáveis de produção, emprego e exportações de cada estado, em geral, são significativos para explicar o comportamento daquelas variáveis em todos os modelos. Dentre as variáveis explicativas analisadas, nota-se maior relevância dos choques de curto prazo das variáveis relacionadas ao contexto das políticas liberalizantes implementadas no país – taxa de juros Selic e grau de abertura – para explicar os ajustamentos ao equilíbrio de longo prazo na produção, emprego e exportações de bens manufaturados nos diversos estados. Já os choques da taxa de câmbio real efetiva só se mostram relevantes no modelo do emprego no Espírito Santo e das exportações em Minas Gerais e no Rio de Janeiro, ao passo que os preços das *commodities* contribuem para explicar o processo de ajustamento da produção dos estados (exceto em São Paulo) e do emprego no Espírito Santo, não sendo relevantes para os modelos referentes às exportações de bens manufaturados em nenhum dos estados do Sudeste.

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou o desempenho da produção, do emprego e das exportações da indústria

de transformação dos estados da região Sudeste brasileira, conforme os principais conceitos de desindustrialização apontados pela literatura econômica, a fim de explicar a perda de relevância da atividade no âmbito regional ao longo dos anos 2000, e identificar suas possíveis causas. Além disso, buscou-se verificar se há homogeneidade no processo, ou seja, se os estados são afetados da mesma forma pelas variáveis que explicam a desindustrialização.

A análise dos indicadores industriais revela perda de participação da indústria de transformação no valor adicionado ao PIB e, mais recentemente (após 2010), na produção física, além de reduzir também o peso do setor na geração de emprego e na pauta exportadora, indicando desindustrialização nos estados do Sudeste. No entanto, os dados mostram heterogeneidade no processo, visto que o estado de São Paulo, que se caracteriza pela alta participação dos bens manufaturados na produção, no emprego e no comércio exterior, é o que sofre perda mais expressiva da atividade de transformação nos indicadores. Para Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo, os indicadores se mostram relativamente menos preocupantes. Tais estados possuem estruturas produtivas baseadas na exploração de recursos naturais, assim, o contexto favorável de preços e demanda externa para os produtos primários, ao longo dos anos 2000, contribui para estimular a atividade industrial local.

Para justificar o desempenho da indústria de transformação dos estados do Sudeste, a metodologia ARDL de cointegração foi utilizada para investigar os efeitos da taxa de câmbio real, dos preços das *commodities*, da abertura comercial e da taxa de juros sobre os indicadores industriais analisados. Os resultados econométricos revelaram que a deterioração da atividade industrial de transformação dos estados não se explica pela condição cambial, visto que os choques da taxa de câmbio real possuem efeitos negativos sobre boa parte dos indicadores. Isso sinaliza que os estados são beneficiados pela valorização da moeda doméstica, o que se justifica pelo fato de que importam grande quantidade de insumos industriais. Ainda, a produção pode ter sido direcionada para o mercado interno, e, assim, os estados se revelaram menos dependentes de um câmbio favorável (depreciado).

As outras variáveis analisadas exercem efeitos não homogêneos sobre os indicadores industriais dos estados. Os choques dos preços internacionais das *commodities* não se mostram prejudiciais à produção (exceto no Espírito Santo) e ao emprego, sendo negativos apenas para as exportações de Rio de Janeiro e São Paulo. Este resultado atrela-se à natureza da indústria de transformação dos estados do Sudeste (exceto São Paulo), baseada principalmente na atividade metalúrgica e petrolífera. Os choques da abertura comercial prejudicam o indicador de emprego nos estados, sinalizando quebra de empresas com menor competitividade mediante importações de bens finais mais baratos, ou mudanças tecnológicas poupadoras de mão de obra, sobretudo, pouco qualificada. Por outro lado, a abertura comercial favorece os indicadores de produção e exportações. Isso indica que as importações de insumos e equipamentos beneficiam a modernização do parque produtivo e a redução de custos de produção, ampliando a competitividade industrial. Por fim, apenas a taxa de juros exerce efeitos negativos em todos os indicadores dos estados, dificultando os investimentos para ampliação de capacidade produtiva.

Em linhas gerais, algumas das evidências obtidas são sugestivas de desindustrialização, com maior robustez no caso de São Paulo. Todavia, cabe ressaltar as limitações dos modelos estimados. Primeiro, o indicador de produção física, conforme Oreiro e Feijó (2010), não é o mais adequado para tratar o problema, mas a *proxy* foi utilizada

devido à indisponibilidade de dados mensais sobre VA da indústria de transformação estaduais. Além disso, tanto a produção como as exportações podem sofrer efeitos distintos das variáveis explicativas analisadas em função da intensidade tecnológica das atividades. Ainda, o indicador de emprego é influenciado pelas variações de produtividade da força de trabalho.

Por fim, fica o alerta de que, tendo em vista que o setor industrial é primordial para o processo de crescimento e desenvolvimento das economias, os resultados obtidos remetem à necessidade de se pensar de políticas de revitalização da indústria brasileira, com ênfase na configuração de políticas macroeconômicas e industriais que a priorize, ao mesmo tempo em que promova a competitividade pelo incentivo à inovação, à qualificação da força de trabalho e inserção no mercado externo.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, T. R. C.; SOUZA, C. C. A. **Evolução da estrutura industrial de Minas Gerais no período 1960-2010: uma análise frente aos demais estados da federação.** XVI SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA EM DIAMANTINA, Diamantina, 2014. *Anais...*, Diamantina, 2014.
- AMBROZIO, A. M. Aumento do emprego contrasta com desindustrialização em SP e RJ. **BNDES Visão do Desenvolvimento**, n. 5, set. 2007.
- BOTELHO, M. R. A.; SOUSA, G. F.; AVELLAR, A. P. M. **A incidência desigual do processo de desindustrialização nos estados brasileiros.** XVI SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA DE DIAMANTINA, DIAMANTINA, 2014. *Anais...*, Diamantina, 2014.
- BCB. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Economia e finanças.** Séries Temporais. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/n/SERIESTEMPORAIS>>. Acesso em: jan. 2018.
- BRESSER-PEREIRA, L. C. Doença holandesa e sua neutralização: uma abordagem ricardiana. **Revista de Economia Política**, v. 28, n. 1, São Paulo, 2007.

- BRESSER-PEREIRA, L. C.; MARCONI, N. **Existe doença holandesa no Brasil?** IV FÓRUM DE ECONOMIA DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS, São Paulo, mar. 2008. *Anais...*, São Paulo, 2008.
- CAÇADOR, S. B.; GRASSI, R. A. **A evolução recente da economia do Espírito Santo: um estado desenvolvido e periférico?** In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., Foz do Iguaçu, *Anais...*, Foz, do Iguaçu, dez. 2009.
- CAÇADOR, S. B. A economia do Espírito Santo está sofrendo um processo de desindustrialização? **Redes** (St. Cruz Sul, *on-line*), v. 20, n. 3, Suplemento, p. 341-362, set./dez., 2015.
- CANO, W. A desindustrialização no Brasil. **Economia e Sociedade**, v. 21, número especial, p. 831-851, Campinas, 2012.
- CARVALHO, L.; KUPFER, D. **A transição estrutural da indústria brasileira: da diversificação para a especialização.** In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 35., *Anais...*, Recife. 2007.
- COSTA, D. O. N.; FUNARI, A. P.; MATTOS, L. O. **Evidências da desindustrialização no Brasil e no Estado de São Paulo entre 1989 e 2010.** In: SEMINÁRIO INTERNACIONAL DE DESENVOLVIMENTO REGIONAL, 7., Santa Cruz do Sul, *Anais...*, setembro, 2013.
- CRUZ, J. L. V. A retomada do crescimento brasileiro e a reestruturação do espaço regional no Norte do Estado do Rio de Janeiro. **Vértices**, Campos dos Goytacazes/RJ, v. 14, n. Especial 1, p. 31-61, 2012.
- CRUZ, B. O.; SANTOS, I. R. S. **Dinâmica do emprego industrial no Brasil entre 1990 e 2009: uma visão regional da desindustrialização.** Texto para discussão, n. 1673, Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, Ipea, Rio de Janeiro. 2011.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.
- FERREIRA, J. S. W. **São Paulo: o mito da cidade-global.** 2003. 336f. Tese (Doutorado). Faculdade de Arquitetura e Urbanismo, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2003.
- IBGE. INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa industrial anual (PIA) – empresa.** Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/pia-empresa/tabelas/brasil/2015>>. Acesso em: jan. 2018.
- _____. **Pesquisa industrial mensal – produção física regional (PIM-PF/RG).** Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/home/pimpfrg/brasil>>. Acesso em: jan. 2018.
- IMF. INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Data and statistics.** IMF primary commodity prices. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/np/res/commod/index.asp>>. Acesso em: jan. 2018.
- IPEADATA. INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA. **Dados macroeconômicos.** Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>. Acesso em: jan. 2018.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1.551-1.580, 1991.
- KALDOR, N. **Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom: an inaugural lecture.** Cambridge University Press, 1966.
- MANHÃES, V. T.; ROSENDO, R. C. Evolução da densidade industrial nos Estados do Sudeste Brasileiro (2000/2010): Vivenciamos um fenômeno de desindustrialização? **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 3, n. 35, p. 924-953, dez. 2016.
- MDIC. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. **Estatísticas do comércio exterior.** Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=5&menu=1076>>. Acesso em: jan. 2018.
- MONTEIRO, F. D. S. C.; LIMA, J. P. R. Desindustrialização regional no Brasil. **Nova Economia**, v. 27, n. 2, p. 247-293, 2017.

MTE-CAGED. Cadastro Geral de Empregados e Desempregados. **Evolução de Emprego do Caged-EEC**. Ministério do Trabalho. Disponível em: <<http://pdet.mte.gov.br/evolucao-do-emprego-do-caged>>. Acesso em: jan. 2018.

MTE-RAIS. Relação Anual de Informações Sociais. **Dados estatísticos**. Ministério do Trabalho. Disponível em: <<http://pdet.mte.gov.br/acesso-online-as-bases-de-dados>>. Acesso em: jan. 2018.

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, abr./jun. 2010.

PALMA, J. G. **Quatro fontes de desindustrialização e um novo conceito de doença holandesa**. Federação das Indústrias do Estado de São Paulo. São Paulo. 2005.

PEREIRA, W. M.; CARIO, S. A. F. **Desindustrialização e mudança estrutural na Região Sudeste: um estudo comparado**. In: ENCONTRO DA NACIONAL DE ECONOMIA INDUSTRIAL E INOVAÇÃO, 1., v. 3, n. 4, dezembro, 2016.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. An Autoregressive distributed-lag modelling approach to cointegration analysis. In: **Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

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

PHILLIPS, P. C. B.; HANSEN, B. E. Statistical inference in instrumental variables regression with $i(1)$ processes. **The Review of Economic Studies**, v. 57, n. 1, p. 99-125, 1999.

REZENDE, F. A. E.; SANTOS, F. Desindustrialização, rearranjo industrial e desemprego no Brasil. O caso do ABC paulista. **Revista Eletrônica**, ano 1, n. 1, p. 31-34. 2007.

ROSENDO, R. C.; BRITTO, J. **Evolução da densidade industrial do estado do Rio de Janeiro: análise comparativa com os estados de sudeste brasileiro – 2000/2005**. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 3., **Anais...** Foz do Iguaçu. 2011.

ROWTHORN, R.; WELLS, J. R. **Deindustrialization and foreign trade**. Cambridge, Cambridge University Press, 1987.

ROWTHORN, R.; RAMASWANY, R. **Growth, trade and deindustrialization**. Working Paper, International Monetary Fund, Research Department. 1999.

SOBRAL, B. L. B. A falácia da “inflexão econômica positiva”: algumas características da desindustrialização fluminense e do “vazio produtivo” em sua periferia metropolitana. **Cadernos do Desenvolvimento Fluminense**, n. 1, Rio de Janeiro, 2013.

SONAGLIO, C. M. O comércio de manufaturados e o desenvolvimento econômico: por que se preocupar com a trajetória brasileira? **Revista Estudos do CEPE**, Santa Cruz do Sul, n. 34, p.122-138, jul./dez. 2011.

TREGENNA, F. Characterizing deindustrialization: an analysis of changes in manufacturing employment and output internationally. **Cambridge Journal of Economics**, v. 33, n. 3, Cambridge. 2009.

VERÍSSIMO, M. P.; ARAÚJO, S. C. Perfil industrial de Minas Gerais e a hipótese de desindustrialização estadual. **Rev. Bras. Inov.**, Campinas (SP), v. 15, n. 1, p. 113-138, jan./jun. 2016.

VILLASCHI FILHO, A.; LEAL, E. A. S. Desindustrialização e doença holandesa: há evidências para a economia brasileira e capixaba? Seminário XX GPIDECA. Departamento de Economia. Universidade Federal do Espírito Santo. **Anais...**, UFES, 2012.