



Revista de Economia e Agronegócio - REA
ISSN impresso: 1679-1614
ISSN online: 2526-5539
Vol. 15 | N. 1 | 2017

Elano Ferreira Arruda

*Doutor em Economia, Professor do
Departamento de Economia
Aplicada, Universidade Federal do
Ceará
E-mail: elano@ufc.br*

DINÂMICA INTRARREGIONAL DA INDÚSTRIA DO SUDESTE BRASILEIRO

RESUMO

Este estudo analisou as repercussões de curto e de longo prazo da indústria do sudeste brasileiro, utilizando dados mensais entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e vetores de correção de erros (VEC). As elasticidades de longo prazo indicaram que os estados de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentaram maiores efeitos de espraiamento sobre os estados de Minas Gerais e Espírito Santo e que estes também apresentaram efeitos positivos sobre crescimento industrial daqueles. Todavia, houve indícios de que existem mais efeitos de retardamento ou de rivalidade entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro e de Minas Gerais e Espírito Santo. Assim, mesmo com importantes repercussões sobre as demais regiões, o potencial de aglomeração e de efeitos de espraiamento da região Sudeste parece ainda não ter sido explorado em toda a sua extensão, uma vez que se percebe ainda certa desconexão entre os setores de atuação de alguns estados; ou seja, políticas voltadas para a expansão da indústria do Sudeste brasileiro devem considerar as evidências apresentadas nesse estudo, de modo a minimizar os efeitos de retardamento e potencializar as ações de espraiamento dentro da região, maximizando, assim, os ganhos de aglomeração e localização geográfica.

Palavras-chave: Dinâmica industrial; Região Sudeste; VEC.

ABSTRACT

This paper analyzed the short and long-term relationships of the Brazilian Southeast industry by using monthly data from January 1995 to July 2013 and vector error correction models (VEC). The long-term elasticities indicated that São Paulo and Rio de Janeiro states had more spreading effects over Minas Gerais and Espírito Santo states, and they also have positive effects on industrial growth of those states. However, evidences of more backwash effect or rivalry among industries of São Paulo and Rio de Janeiro and of Minas Gerais and Espírito Santo were detected. Thus, even with a major repercussion on other regions, the potential for spillovers and spreading effects on the Brazilian Southeast region seems to have not yet been exploited in its entirety as certain disconnections between operating sectors of some states are still perceived. Thus, policies focused on Brazilian Southeast industry expansion should consider the evidences presented in this study in order to minimize the backwash effect and enhance the spreading effects within the region, so maximizing the agglomeration gains and geographic location.

Keywords: Industrial dynamics; Southeast region; VEC.

JEL Code: R10; R15; R19.

Recebido em: 14/07/2016
Aceito em: 16/11/2016

INTRODUÇÃO

As discussões sobre políticas de desenvolvimento em um contexto regional têm se pautado principalmente na busca pela correção dos chamados desequilíbrios regionais, pois autores como Myrdal (1963) e Willianson (1965) advertem que o crescimento regional pode ser convergente ou divergente; ou seja, existem efeitos antagônicos de retardamento, que reduzem a atividade econômica das regiões vizinhas, e de espraiamento, que promovem o crescimento de todas as economias vizinhas. A convergência ou divergência regional depende de qual efeito prevalece em longo prazo.

Nessas condições, mudanças econômicas ocasionadas por choques tecnológicos, alterações nos preços relativos, oscilações climáticas ou mudanças nas próprias políticas econômicas podem ocorrer em uma unidade econômica e afetar positiva ou negativamente as unidades vizinhas. O entendimento de como se dá a transmissão desses choques para as demais regiões/estados vizinhos é fundamental para o desenvolvimento regional, além de apontar o caminho para a correção de possíveis desequilíbrios inter e intrarregionais existentes.

O processo de industrialização no Brasil, iniciado na década de 1930, foi profundamente concentrado na região Sudeste, em virtude do seu dinamismo econômico, da flexibilidade do capital do setor cafeeiro e do maior mercado interno. Sobrinho e Azzoni (2015) mostram que o processo de desconcentração da indústria brasileira começou em 1970, tendo sido São Paulo e sua região metropolitana responsáveis por 48% e 34% do emprego industrial do país, respectivamente; em 2010, essas participações passaram a ser de, respectivamente, 30% e 14%. Crocco e Diniz (1996) destacam que, em 2010, as regiões Sul e Sudeste concentravam 76% do Valor Adicionado Bruto (VAB) da indústria, principalmente dentro dos municípios de São Paulo (SP), Belo Horizonte (MG), Uberlândia (MG), Maringá/Londrina (PR), Porto Alegre (RS), Florianópolis (SC) e São José dos Campos (SP). Para Sobrinho e Azzoni (2015), ainda que a participação relativa da região Sudeste tenha sido reduzida entre 1970 e 2010, o movimento espacial mais intenso foi na perspectiva intrarregional, produzindo a chamada “desconcentração concentrada”.

Crocco e Diniz (1996) argumentam ainda que as políticas de desenvolvimento regional, como as Superintendências do Desenvolvimento do Nordeste (Sudene) e da Amazônia (Sudam), as políticas de incentivo às exportações, as melhorias de infraestrutura, a maior integração dos mercados nacionais e a evolução tecnológica, foram as principais responsáveis por esse processo de desconcentração. Todavia, as mesmas forças que levaram a uma perda da participação relativa da região metropolitana de São Paulo na indústria brasileira canalizaram a maior parte das atividades para outras cidades também do eixo Sudeste e Sul, persistindo, assim, muitas disparidades regionais no Brasil. (SOBRINHO E AZZONI, 2015).

Diante do exposto, percebe-se a importância de serem estudadas as dinâmicas inter e intrarregionais de uma economia com dimensões continentais como o Brasil, uma vez que essa abordagem permite verificar o quanto a atividade econômica de uma região ou estado pode afetar as demais regiões ou os demais estados de uma unidade econômica. Nessa linha, Tatiwa e Arruda (2011) analisam a dinâmica inter-regional da indústria brasileira, numa análise de curto prazo, considerando as funções de impulso resposta (FIR) de um Vetor Autorregressivo (VAR) restrito. Os autores mostram que as regiões Sul e Sudeste são as que mais promovem efeitos de espraiamento no país, com a segunda se destacando por apresentar as maiores e mais persistentes repercussões sobre as demais, enquanto o Nordeste produz mais efeitos de retardamento.

Em seguida, de modo a aprofundar o exercício supracitado, Arruda e Tatiwa (2014) promovem outro estudo empírico dessas interações, agora em um contexto intrarregional. Os autores encontram uma predominância em curto prazo dos efeitos de rivalidade ou de retardamento na região Nordeste, entre Pernambuco e Ceará, e na Região Sudeste, entre Rio de Janeiro e São Paulo. Os resultados apontam ainda para a região Sul como a mais integrada em termos de repercussões da atividade industrial.

Apesar dos importantes avanços nessa abordagem, percebe-se certa limitação nessas evidências, uma vez que esses resultados se concentram apenas nas repercussões de curto prazo dos choques na indústria. Diante disso, Arruda e Damasceno (2015) e Alencar (2016) promovem exercícios econométricos mais amplos, pela aplicação de vetores de correção de erros (VEC), para as regiões Nordeste e Sul do Brasil, respectivamente. Nessa abordagem, podem ser analisadas as elasticidades de longo prazo e verificar se as evidências anteriores permanecem nesse contexto. Arruda e Damasceno (2015) observam que o Estado da Bahia produz os maiores efeitos de espraiamento para a região Nordeste, enquanto Ceará e Pernambuco parecem rivalizar entre si. Alencar (2016) observa que o Estado do Rio Grande do Sul produz maiores efeitos de espraiamento para a região Sul, enquanto Paraná e Santa Catarina rivalizam entre si.

O presente estudo pretende contribuir nessa linha ao promover um exame mais aprofundado dessas relações para a indústria do Sudeste do Brasil, estimando um vetor de correção de erros (VEC), em que se pode examinar, no mesmo sistema, as relações de curto prazo, via FIR e decomposição da variância dos erros de previsão (DV), e de longo prazo, em que se pode estimar a magnitude das elasticidades das repercussões intrarregionais dessa região; ou seja, os efeitos supracitados permanecem no longo prazo, ou apenas indicam a existência de uma assimetria no ciclo da atividade industrial da região em curto prazo? O exercício para a região Sudeste se reveste de importância, tanto por ser a região economicamente mais importante do país como pelo fato de apresentar as maiores e mais persistentes repercussões sobre as demais (TATIWA e ARRUDA, 2011).

Para tal, serão utilizados dados do índice de produção industrial, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), para São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo, entre janeiro de 1995 e julho de 2013, e vetores de correção de erros (VEC). Além disso, serão utilizadas informações da Secretaria de Comércio Exterior do Ministério de Desenvolvimento Indústria e Comércio (SECEX/MDIC) para traçar um perfil das atividades industriais desses estados e identificar suas inter-relações.

A principal contribuição do presente estudo está em promover uma investigação da dinâmica industrial intrarregional do Sudeste Brasileiro, que possibilite a quantificação do tamanho de suas interdependências/elasticidades de longo prazo, exercício ainda não realizado, além de confirmar as evidências anteriores sobre suas relações de curto prazo, adicionando a elas os resultados da decomposição de variância do erro de previsão.

Além dessa introdução, o presente estudo tem mais quatro seções. A próxima seção se reserva a apresentar aspectos teóricos e as principais evidências empíricas que versem sobre desenvolvimento regional e aplicações para as regiões brasileiras. Em seguida, são apresentados os aspectos metodológicos, quais sejam, a descrição e a análise do banco de dados e da estratégia econométrica. A seção quatro expõe e discute os resultados e, por fim, são tecidas as considerações finais do trabalho.

REVISÃO DE LITERATURA

Literatura teórica

A discussão acerca do desenvolvimento econômico regional é ampla na literatura, mas ainda está longe de um consenso na teoria econômica. Em relação ao estudo sobre a teoria da localização e concentração da atividade econômica no espaço, Marshall (1890) foi o pioneiro na pesquisa e observou, considerando as zonas industriais da Inglaterra no final do século XIX, presença de externalidades que causavam vantagens competitivas que não poderiam ser obtidas, caso cada produtor atuasse individualmente. O autor declarou que, entre as principais causas do que ficou conhecido como externalidades Marshallianas, podem ser citadas a existência de condições naturais, como disponibilidade de matéria-prima, fontes de energia, custos de transporte reduzidos, e a existência prévia de demanda na região. A conjugação desses fatores propicia retornos crescentes de escala para as unidades econômicas da região.

Posteriormente, surgiram teorias antagônicas em relação ao crescimento econômico regional. A primeira linha de pensamento, defendida por autores como Myrdal (1963) e Hirschman (1975), apoia a visão divergente

do crescimento econômico regional. Por outro lado, Williamson (1965) defende que o crescimento regional é convergente.

Myrdal (1963) e Hirschman (1975) justificam suas teorias através dos fundamentos denominados “efeitos de retardamento” (*backwash effects*) e “efeitos de espraiamento” (*spread effects*). O efeito de retardamento é observado após a implementação de um incentivo à região mais industrializada. Observa-se um processo de migração da mão de obra mais qualificada das regiões vizinhas menos desenvolvidas, da população mais jovem e com maior capital humano; além disso, há também maior realocação de capital oriundo das novas oportunidades na região mais incentivada, propiciando, assim, melhorias de infraestrutura para a região mais desenvolvida. A conjugação de todos esses fatores amplia a distância entre a região mais incentivada e a menos desenvolvida. Na direção oposta, os efeitos de espraiamento referem-se às vantagens criadas pelo desenvolvimento industrial da região vizinha que foi incentivada, como, por exemplo, aumento na demanda de insumos industriais que podem ser supridos pelas localidades desfavorecidas e, ainda, os avanços tecnológicos, que beneficiam ambas as localidades. Para os autores, os efeitos de retardamento tendem a ser maiores que os de espraiamento, tornando o crescimento regional divergente.

Na linha de raciocínio oposta à supracitada, Williamson (1965) advoga em favor de uma visão convergente, na qual o crescimento econômico reduz a desigualdade. O autor argumenta que, no longo prazo, as forças de mercado eliminam as desigualdades regionais. Segundo o autor, os níveis de desigualdades tendem a ser crescentes apenas no curto prazo, todavia, após esse período, há uma reversão dos efeitos, e as desigualdades diminuem. Portanto, no curto prazo, prevalece a hipótese de divergência, ou de predominância dos efeitos de retardamento, mas em longo prazo, as ações de espraiamento tendem a ser maiores, produzindo crescimento regional convergente.

Posteriormente, surgiram modelos de crescimento regional tendo como referência a demanda por exportações. Kaldor (1970) utiliza argumentos levando em consideração a demanda agregada para explicar as diferenças na dinâmica de crescimento dos países. Para o autor, existe uma relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado, identificando a indústria como agente propulsor do crescimento econômico. Em seguida, o autor destaca que o crescimento da indústria de transformação promove aumento na produtividade do trabalho, relação conhecida como lei de Kaldor-Verdoorn. Por fim, surgem uma terceira e uma quarta lei formuladas por Kaldor (1970), que, posteriormente, foram revisadas por Dixon e Thirlwall (1975), que atestam que, quanto maior a taxa de crescimento das exportações, maior será o crescimento do produto e, ainda, que o crescimento econômico em longo prazo não é restringido pela oferta, mas pela demanda, tornando o crescimento das exportações fundamental para o crescimento regional.

Podem ser citados, similarmente, como modelos de crescimento regional, os modelos de aglomeração e economias de escala, teorias da dependência espacial e os modelos da nova geografia econômica, que se diferenciam por incorporar a dependência espacial. Os modelos de aglomeração e economias de escala tratam do efeito de transbordamento de conhecimento e tecnologia, assim como o menor custo de transporte e transações entre regiões vizinhas, sendo Marshall (1890), Arrow (1962) e Romer (1986) os principais defensores dessa teoria. A Nova Geografia Econômica, inicialmente apresentada por Krugman (1991), tem como foco o modelo centro-periferia, que foi revisado por Krugman e Venables (1990, 1995), Venables (1996) e Fujita, Krugman e Venables (1999), em que os custos de transportes e mobilidade de fatores desempenham papel fundamental na intensidade das aglomerações industriais.

Portanto, o presente estudo se pautará na investigação do grau de integração industrial entre os estados da região Sudeste do Brasil. De acordo com as teorias econômicas revisadas, podem ser observados diversos resultados que dependem basicamente do tipo de bens produzidos e comercializados por esses estados. As interdependências entre os estados podem apontar para uma relação de abastecimento, em que os efeitos complementares ou de espraiamento industrial são superiores, ou para efeitos de rivalidade ou de retardamento, que se traduzem em crescimento regional divergente.

Literatura empírica

Diversos estudos foram desenvolvidos para produzir evidências sobre a dinâmica do crescimento das regiões. Glaeser *et al.* (1992) utilizam dados de cidades e indústrias americanas, entre 1956 e 1987, para examinar as hipóteses de *knowledge spillovers* e explicar as tendências de aglomerações. A base de dados incorpora informações sobre empregos, salários e localização das companhias, e a estimação foi feita pelos modelos *cross-section* de cidade-indústria, incluindo variáveis explicativas de especialização e competição. Os resultados indicam que as externalidades de conhecimento ocorrem com maior intensidade entre indústrias diversas do que dentro do mesmo setor.

Com o intuito de investigar a dispersão geográfica do parque industrial brasileiro, Crocco e Diniz (1996) utilizam censos industriais do IBGE de 1970 a 1985, além de dados da Relação Anual de Informações Sociais – RAIS (Ministério do Trabalho) e PIB industrial, estimado pela Fundação de Economia e Estatística (FEE). Tendo como respaldo a análise das aglomerações industriais relevantes (AIRs¹) em 1980, os autores observam efeitos de espraiamento da indústria espalhados pelo país, aumentando a participação do Nordeste e diminuindo a do Sudeste e a do Sul em termos

¹ IBGE: microrregiões homogêneas que, segundo os Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991, tinham dez mil ou mais pessoas ocupadas nas indústrias.

de AIRs. O Censo de 1991 apontou ainda para a existência de um intenso polígono industrial, com fronteiras entre Belo Horizonte (MG), Uberlândia (MG), Maringá (PR), São José dos Campos (SP), Porto Alegre (RS) e Florianópolis (SC). Os autores argumentam que o processo de desconcentração geográfica da indústria entre 1970 e 1991 não avançou nos primeiros anos da década de 1990, permanecendo inalterada a participação do polígono industrial no total do emprego industrial. Todavia, no interior do polígono, observou-se continuidade do processo de desconcentração, que se deu principalmente pela redução dos postos de trabalho em áreas industriais tradicionais.

Haddad *et al.* (2002) estimaram a matriz interestadual de insumo-produto brasileira para ano de 1996, com detalhamento para oito setores, quais sejam, Agropecuária, Indústria de Transformação, Serviços Industriais de Utilidade Pública (SIUP), Construção, Comércio, Instituições Financeiras, Administração Pública e outros serviços. Analisando os setores industriais, os autores observaram que os vazamentos de renda dos estados localizados em regiões mais pobres destinam-se, majoritariamente, para as regiões ricas, não para os estados vizinhos; já os estados mais ricos tanto absorvem mais da renda oriunda de sua produção interna como os seus vazamentos se dão na direção de estados vizinhos. O Estado de São Paulo se destaca por apresentar a maior absorção da atividade industrial interna e por ser um dos principais receptores dos vazamentos de demanda de outros estados; ou seja, existe uma intensa concentração/polarização tanto no contexto inter-regional, no Sudeste e Sul do país, como na perspectiva intrarregional, em São Paulo.

Utilizando modelos inter-regionais de equilíbrio geral computável, Perobelli e Haddad (2006a) analisaram os fluxos de exportações internas à economia brasileira de modo a simular quais as prováveis implicações do crescimento das exportações internacionais estaduais para a estrutura de interações regionais brasileiras. Os autores encontraram, entre outros resultados que: i) nas simulações com o setor industrial, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam uma estrutura intrarregional muito incipiente, ou seja, sua contribuição se situa abaixo da média nacional; ii) ainda considerando a indústria, observa-se a importância dos estados do Sudeste, mais precisamente Minas Gerais e São Paulo, da região Sul e do Estado da Bahia, tanto para os fluxos inter-regionais como intrarregionais; e iii) na simulação do setor industrial com o Mercosul, observa-se grande influência de São Paulo sobre todas as macrorregiões. Os autores destacam ainda que o Estado de São Paulo contribui com mais de 50% da variação percentual das exportações das demais unidades da Federação.

Perobelli e Haddad (2006b) utilizaram dados dos fluxos de comércio inter-regional (CONFAZ e IBGE) entre as 27 unidades federativas entre 1985 e 1997 para identificar a existência de *clusters* de alto comércio e de baixo comércio, numa perspectiva regional. Os autores observaram intensa heterogeneidade espacial no comércio interestadual, com o *cluster* de alto comércio localizado na porção centro-sul do país, com destaque para o estado de São Paulo; na região Norte, observou-se *cluster* de baixo

comércio; por fim, a análise intertemporal revelou que esse padrão não se modificou ao longo do período analisado, o que poderia sinalizar para um aumento das disparidades regionais no Brasil.

Perobelli, Haddad e Domingues (2006) utilizaram a matriz de insumo-produto inter-regional das 27 unidades da federação para o ano de 1996, estimada em Haddad *et al.* (2002). Os autores mostram que é possível dividir as macrorregiões brasileiras em dois grupos, quais sejam, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste e as regiões Sudeste e Sul. O primeiro grupo apresenta uma baixa interação inter e intrarregional, com uma profunda dependência em relação à região Sudeste; o segundo grupo é caracterizado por um alto grau de interdependência inter e intrarregionais, com destaque para São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais, no Sudeste, e Paraná e Rio Grande do Sul, no Sul; atestando, portanto, que maiores níveis de desenvolvimento podem estar relacionados com maiores níveis de interações comerciais, sobretudo no contexto intra-indústria.

Promovendo um exame de insumo-produto da distribuição interestadual de renda no Brasil, Santos e Haddad (2007) utilizaram o modelo Leontief-Miyazawa Inter-regional para a matriz interestadual brasileira de 1996. Os autores observaram forte desequilíbrio na geração de renda, em que os estados do Norte e Nordeste, por serem mais intensivos em mão de obra, são capazes de criar, por unidade monetária de demanda final, mais renda do que os do Sudeste e Sul; todavia, estes estados recebem mais renda do que aqueles pela elevada dependência para trás e para frente dos primeiros em relação a eles. Os resultados também mostram que o Estado de São Paulo é o principal destino dos vazamentos de todos os Estados, atestando seu caráter polarizador nas perspectivas inter/intrarregionais. O segundo principal receptor desses vazamentos é o Estado de Minas Gerais, enquanto o Espírito Santo se mostrou o Estado mais isolado da região Sudeste em termos de vazamentos/recepção de renda.

Marques e Fochezatto (2012) desenvolveram um estudo empírico para os estados brasileiros, com o objetivo de investigar se as disparidades regionais têm diminuído no Brasil nos últimos quarenta anos. Pela análise de *clusters*, os autores destacam que as macrorregiões Norte-Nordeste e Sul-Sudeste estão convergindo individualmente, todavia o agregado das regiões apresenta crescimento regional divergente. A região Sul se mostrou a mais integrada no estudo, uma vez que apenas os estados dessa região se mantiveram no mesmo grupo de *clusters* nos diferentes períodos analisados.

Para investigar a localização espacial da indústria de transformação brasileira, em seus aspectos de *clusterização* e concentração entre 1994 e 2009, Rezende, Campolina e Paixão (2012) utilizaram dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE/1995). Os autores confirmam existência de uma intensa concentração da indústria nas regiões Sudeste e Sul do Brasil e aumento da formação de *clusters* no Nordeste e no Estado de

Goiás. As maiores *clusterizações* foram observadas nos estados de São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Minas Gerais.

Analisando as modificações no padrão das aglomerações industriais no Brasil entre 2003 e 2011, Saboia, Kubrusly e Barros (2014) agruparam os dados em quatro grupos, quais sejam, *commodities*, indústrias difusoras, bens duráveis e tradicionais. Os autores verificam que o emprego cresceu 54%, considerando o conjunto de indústrias de *commodities*, com destaque para a extração de minerais não metálicos (184%), seguido da extração de petróleo e serviços correlacionados (139%). As atividades industriais classificadas como difusoras/duráveis apresentaram forte crescimento do emprego no período considerado. No seu conjunto, o crescimento foi de 84%, com maior participação do setor de fabricação de máquinas de escritório e equipamentos de informática (130%) e fabricação de outros equipamentos de transportes (122%). As indústrias tradicionais são as maiores geradoras de empregos, mas no seu conjunto, foram as que obtiveram o menor crescimento no período (41%), com destaque para a fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos, (71%) e para a fabricação de produtos alimentícios e bebidas, (54%).

Em um amplo estudo para identificar e analisar as principais aglomerações industriais relevantes (AIRs) no Brasil, Sobrinho e Azzoni (2015) mostraram que, em 2010, a concentração industrial no Brasil ainda era muito intensa, com apenas 17 AIRs, sendo que 11 delas se encontravam nas regiões Sudeste e Sul, que concentravam 59% da produção industrial do país. Analisando a região Sudeste, os autores destacam o fato de que a aglomeração de São Paulo é responsável por 29% da produção industrial nacional, bem acima da segunda maior AIR da região, o Rio de Janeiro, com apenas 6%. A estrutura produtiva dessa região se mostrou mais diversificada e com maior intensidade tecnológica, atuando, por exemplo, na “fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias” em São Paulo, com 10,6% dos empregados formais da aglomeração em 2010, e Belo Horizonte (12%). A AIR de Campos dos Goytacazes destacou-se nos setores de “extração de petróleo e gás natural” e “atividades de apoio à extração de minerais”, com participações de 14,3% e 13,6%, respectivamente. Já o Rio de Janeiro se destacou em “confecções de artigos do vestuário e acessórios” (12,8%), “fabricação de produtos alimentícios” (10,5%), “fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos” (7,3%), e “metalurgia” (5,9%).

Os autores destacam ainda a AIR de Uberlândia, integrada à fronteira agrícola e ao agronegócio, o que pode ser visto na sua composição setorial, em que “fabricação de produtos alimentícios” ocupou 40,2% dos empregados formais, a maior em todas as AIRs, além de “fabricação de produtos químicos” (5,7%), voltada especialmente para adubos e fertilizantes, e “fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis” (5,6%), voltada para o biocombustível. Já a AIR de Vitória apresentou maiores características de aglomeração pura, com uma indústria bem diversificada, com “fabricação de produtos alimentícios

(15,45%), “fabricação de produtos de metal (13,16%) e fabricação de produtos de minerais não metálicos (10,28%).

No intuito de atestar aspectos teóricos macroeconômicos e regionais através de recursos estatísticos, surgiram os modelos macroeconômicos. Esses modelos inicialmente desenvolvidos seguiam a tradicional abordagem da *Cowles Commission*, e tal sistema era fundamentado por centenas de equações e distinções entre variáveis endógenas e exógenas, era estimado por mínimos quadrados ou por variáveis instrumentais. Todavia, sérias críticas foram levantadas em relação aos modelos de equações simultâneas, principalmente a crítica de Lucas, e com o surgimento de modelos vetoriais autorregressivos (VAR) de Sims (1980), aqueles recursos passaram a ser menos utilizados.

Rickman (2010) argumenta que, no que se refere aos modelos regionais, eles são construídos com base em seus congêneres nacionais e, até o presente momento, a metodologia macroeconômica tem sido subutilizada por pesquisadores da área de economia regional. Portanto, o tratamento macroeconômico, com base nos modelos DSGE e VAR/VEC globais ou VAR/VEC restritos, pode contribuir com respostas e evidências empíricas sobre os problemas inerentes a essa área.

Nesse sentido, Cromwell (1992) utiliza um modelo VAR para analisar a interação entre o estado da Califórnia e seus estados vizinhos, utilizando dados trimestrais entre 1947 e 1991. Os resultados mostraram que o estado da Califórnia tem repercussões importantes nos demais estados, sobretudo naqueles geograficamente mais próximos, e esses efeitos se mostram mais intensos no mercado de trabalho e na indústria.

Para o Brasil, o estudo de Tatiwa e Arruda (2011) apresentou pioneirismo na aplicação de modelos macroeconômicos numa perspectiva regional. O trabalho investiga a dinâmica industrial inter-regional, considerando funções de impulso-resposta extraídas de um VAR com restrições nos parâmetros. Os resultados apontam para as regiões Sudeste e Sul como as propulsoras do crescimento industrial do país, enquanto o Nordeste produz maiores efeitos de retardamento sobre as demais regiões do Brasil.

Posteriormente, visando a entender melhor a dinâmica regional brasileira, Arruda e Tatiwa (2014) analisaram a dinâmica industrial brasileira numa perspectiva intrarregional. As evidências encontradas sugerem predominância em curto prazo dos efeitos de rivalidade entre os estados do Ceará e de Pernambuco, no Nordeste, e entre os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo, no Sudeste. Os autores desatacam ainda o Sul brasileiro como a região industrialmente mais integrada.

Buscando investigar se os efeitos de rivalidade em curto prazo observados por Arruda e Tatiwa (2014) permanecem em longo prazo, Arruda e Damasceno (2015) e Alencar (2016) utilizaram os vetores de correção de erro para examinar as dinâmicas industriais do Nordeste e Sul, respectivamente. Alencar (2016) encontrou evidências de longo prazo que

apontam para o estado do Rio Grande do Sul como o produtor de maiores efeitos de aglomeração para a região Sul, enquanto Santa Catarina parece rivalizar com o Estado do Paraná. Já Arruda e Damasceno (2015) indicam que o Estado da Bahia parece produzir os maiores efeitos positivos sobre o Nordeste, enquanto Ceará e Pernambuco apresentam maiores efeitos de retardamento entre si.

Assim, o presente estudo pretende contribuir com a literatura supramencionada, utilizando um vetor de correção de erros (VEC), de modo a examinar, além das relações de curto prazo, as elasticidades de longo prazo para a dinâmica industrial entre os estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Minas Gerais e Espírito Santo.

METODOLOGIA

Base de Dados

Para o exame das repercussões de curto e longo prazo da dinâmica industrial intrarregional do Sudeste brasileiro, serão usadas informações do Índice de Produção Industrial – Indústria Geral – (IPI) em nível estadual, entre janeiro de 1995 e julho de 2013, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e vetores de correção de erros (VEC). As variáveis utilizadas foram:

1. LN_IPI_SP: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado de São Paulo.
2. LN_IPI_RJ: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado do Rio de Janeiro.
3. LN_IPI_MG: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado de Minas Gerais.
4. LN_IPI_ES: Logaritmo natural do índice de produção industrial do Estado do Espírito Santo.

Com vistas a subsidiar a análise econométrica e levantar informações que possam contribuir para análises qualitativas dos resultados do modelo proposto neste estudo, procedeu-se a uma análise descritiva intrarregional da região Sudeste do Brasil sob a ótica das exportações e importações. Inicialmente, analisou-se a composição das exportações e importações do Sudeste brasileiro pela definição de fator agregado. Nesse conceito, o produto é classificado como básico ou industrializado, sendo este último grupo subdividido em semimanufaturado e manufaturado².

² Os básicos são aqueles que guardam suas características próximas ao estado em que são encontrados na natureza, ou seja, com um baixo grau de elaboração. São exemplos desse

Em termos gerais, pode-se destacar a participação majoritária dos produtos industrializados na composição das importações em todos os estados que representam, em sua maioria, insumos industriais. Nas mesmas condições, considerando as exportações, percebe-se que apenas São Paulo e Minas Gerais apresentaram participações médias maiores para bens industrializados. Ao analisar a taxa de crescimento média ao ano dessas participações, percebe-se uma retração na participação de produtos da indústria nas exportações de todos os estados, com Rio de Janeiro e Espírito Santo apresentando as maiores quedas, 5,7% a.a e 4,4% a.a, respectivamente.

Em seguida, analisou-se a participação das exportações e importações por setores de contas nacionais, quais sejam: bens de capital, bens intermediários, bens de consumo e combustíveis e lubrificantes³. As informações estão sintetizadas na Tabela 2.

O Estado de São Paulo se destacou por apresentar a maior participação média de exportações de bens de capital e de equipamentos de transporte e uso industrial, 15,73% e 11,51%, respectivamente. Esses valores representam principalmente as participações das indústrias aeronáuticas e automobilísticas. Suas importações se concentram principalmente em bens de capital e insumos industriais, 32,16% e 31,10%, respectivamente, representadas principalmente por máquinas e equipamentos e combustíveis e derivados.

Considerando o Rio de Janeiro, observa-se uma participação majoritária dos combustíveis e lubrificantes tanto nas exportações como nas importações, 69,9% e 30,78%, seguida pelos insumos industriais 12,54% das exportações e 23,66% das importações.

Por fim, os estados de Minas Gerais e Espírito Santo apresentaram maiores participações de insumos industriais em sua composição de exportações, 68,52% e 86,38%, respectivamente; e de importações, 32,23% e 28,87%, respectivamente.

grupo minérios, produtos agrícolas (café em grão, soja em grão, carne in natura, milho em grão, trigo em grão etc.). Os produtos semimanufaturados são aqueles que ainda não estão em sua forma definitiva de uso, quer final quer intermediário, pois deverão passar por outro processo produtivo para se transformar em produto Manufaturado (ex.: açúcar em bruto ⇒ açúcar refinado; óleo de soja em bruto ⇒ óleo de soja em refinado; produtos semimanufaturados de ferro/aço ⇒ laminados planos; celulose ⇒ papel, etc.). A Tabela 1 sintetiza essas informações.

³ Participação percentual em relação ao total de exportações e importações de cada estado. Utilizou-se a média dos anos 2006 a 2013.

Tabela 1 - Evolução da composição de exportações e importações por fator agregado nos estados do Sudeste (%)

Ano	São Paulo				Rio de Janeiro				Minas Gerais				Espírito Santo			
	Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações	
	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.	Básicos	Indus.
1999	6,58	93,42	6,88	93,12	1,02	98,98	26,09	73,91	45,53	54,47	12,08	87,92	40,90	59,10	8,86	91,14
2000	5,34	94,66	6,48	93,52	10,87	89,13	29,87	70,13	42,82	57,18	15,23	84,77	34,67	65,33	10,02	89,98
2001	5,72	94,28	7,13	92,87	33,71	66,29	26,55	73,45	44,87	55,13	14,13	85,87	35,22	64,78	9,75	90,25
2002	6,75	93,25	9,56	90,44	48,63	51,37	27,90	72,10	44,93	55,07	18,35	81,65	35,95	64,05	10,35	89,65
2003	7,31	92,69	11,82	88,18	43,84	56,16	32,81	67,19	39,16	60,84	21,36	78,64	41,29	58,71	11,42	88,58
2004	9,08	90,92	13,79	86,21	35,08	64,92	44,75	55,25	38,24	61,76	22,20	77,80	45,41	54,59	8,79	91,21
2005	7,67	92,33	11,92	88,08	48,55	51,45	42,09	57,91	41,81	58,19	24,77	75,23	53,15	46,85	10,22	89,78
2006	6,24	93,76	14,19	85,81	61,67	38,33	30,10	69,90	42,75	57,25	24,58	75,42	52,41	47,59	9,60	90,40
2007	7,05	92,95	13,99	86,01	61,48	38,52	31,69	68,31	45,01	54,99	18,75	81,25	51,92	48,08	10,25	89,75
2008	8,26	91,74	11,80	88,20	70,56	29,44	34,43	65,57	46,37	53,63	21,11	78,89	54,13	45,87	16,57	83,43
2009	7,15	92,85	9,78	90,22	69,53	30,47	26,40	73,60	55,85	44,15	12,99	87,01	48,52	51,48	14,55	85,45
2010	7,82	92,18	8,27	91,73	77,02	22,98	25,71	74,29	61,44	38,56	14,40	85,60	67,24	32,76	14,22	85,78
2011	7,95	92,05	10,27	89,73	69,71	30,29	32,10	67,90	65,31	34,69	13,73	86,27	74,17	25,83	15,85	84,15
2012	8,44	91,56	8,96	91,04	67,07	32,93	28,91	71,09	60,90	39,10	12,11	87,89	71,06	28,94	11,51	88,49
2013	9,74	90,26	12,06	87,94	58,10	41,90	21,48	78,52	64,89	35,11	11,45	88,55	69,68	30,32	10,34	89,66
Média	7,41	92,59	10,46	89,54	50,46	49,54	30,73	69,27	49,32	50,68	17,15	82,85	51,72	48,28	11,49	88,51
Δ% a.a.*	2,62	-0,23	3,74	-0,38	26,96	-5,73	-1,30	0,40	2,36	-2,93	-0,36	0,05	3,55	-4,45	1,03	-0,11

Nota: * Δ% a.a. refere-se a taxa de crescimento médio anual da participação do referido setor entre 1999-2013 definida por: $\frac{\ln(tf) - \ln(t0)}{T} \times 100$, em que $t0$ e tf indicam a participação do setor no primeiro e último período da amostra, respectivamente, e $T = 15$.

Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados do MDIC/Secex.

Tabela 2 - Participação das exportações e importações dos estados do Sudeste por setores de contas nacionais (%) (média 2006–2013)

		São Paulo		Rio de Janeiro		Minas Gerais		Espírito Santo	
		EXP	IMP	EXP	IMP	EXP	IMP	EXP	IMP
BENS DE CAPITAL	Bens de Capital	15,73	32,16	5,99	17,61	1,92	25,24	0,34	24,91
	Equipamentos de Transporte de uso industrial	11,51	0,59	1,56	2,48	1,33	6,02	0,00	5,90
BENS INTERMEDIÁRIOS	Alimentos e Bebidas destinadas à indústria	9,90	1,13	0,05	1,60	16,86	1,15	4,82	2,71
	Insumos Industriais	23,98	31,10	12,54	23,66	68,52	32,23	86,38	28,87
	Peças e Acessórios de Equipamentos de Transporte	11,08	10,74	2,27	9,45	2,81	11,66	0,02	4,65
	Bens Diversos	0,22	0,03	0,04	0,32	0,02	0,15	0,00	0,01
BENS DE CONSUMO	Bens de consumo duráveis	4,21	2,38	1,69	5,43	3,53	9,33	0,03	11,91
	Bens de Consumo não duráveis	17,32	9,65	1,86	8,67	4,88	4,18	2,26	9,95
COMBUSTÍVEIS	Combustíveis e Lubrificantes	2,62	12,23	69,93	30,78	0,08	10,10	4,62	11,10

Fonte: Elaboração própria tendo como referência dados da SECEX/MDIC

Estratégia econométrica

Para a análise das repercussões de curto e de longo prazo de um choque na atividade industrial num contexto intrarregional para o Sudeste do Brasil, será usada a análise de cointegração multivariada nos moldes propostos por Johansen (1988).

Sob a ótica das relações econômicas, duas ou mais séries são ditas cointegradas se apresentarem um comovimento ao longo do tempo e se suas diferenças forem estacionárias, ainda que cada série em particular seja não estacionária. Noutros termos, a cointegração aponta para a existência de um equilíbrio em longo prazo da relação entre essas variáveis. Portanto, a análise de cointegração é uma ferramenta adequada para o exame das relações investigadas nesse estudo. Do lado operacional, duas ou mais séries que são, por exemplo, integradas de ordem 1, $I(1)$, e, portanto, não estacionárias, são consideradas cointegradas se existir uma combinação linear delas que seja estacionária, $I(0)$, sendo o vetor que propicia essa série $I(0)$ chamado de vetor de cointegração.

Portanto, quando as variáveis não são $I(0)$, o vetor de resíduos pode não ser estacionário e a estimação por mínimos quadrados pode levar a resultados espúrios. Assim, é necessário certificar-se de que os resíduos do sistema de equações a estimar são estacionários ou, ainda, se podem ser estacionarizados, de modo a tornar possível a estimação. Logo, se um vetor de variáveis Y_t apresentar um equilíbrio de longo prazo⁴, é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor β , denominado vetor de cointegração, de modo que os resíduos do sistema sejam estacionários. Em resumo, a cointegração existe se for possível encontrar variáveis $Z_t = \beta' Y_t$ tal que Z_t seja $I(0)$.

Em se verificando a cointegração entre as variáveis, faz-se uso de uma versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) de modo que os desvios de longo prazo sejam corrigidos a uma velocidade adequada, representada pelo vetor correção de erros α ; daí a razão pela qual o método ficou conhecido como vetores de correção de erros (VEC), representado pela equação 1. Com essa técnica, é possível analisar as dinâmicas de curto e de longo prazo das variáveis do sistema. O comportamento de longo prazo é representado pela matriz Π , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração⁵, isto é, $\Pi = \alpha\beta'$, e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz Γ . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado por:

⁴ São cointegradas.

⁵ Vale destacar que, nos resultados, têm-se os vetores de cointegração estimados e normalizados para a variável de produção industrial do estado em análise. Portanto, é importante destacar que os sinais das relações de longo prazo devem ser interpretados de forma inversa.

$$\Delta Y_t = v_0 + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

em que o vetor Y_t inclui as variáveis de produção industrial, em logaritmos, dos estados de São Paulo (LN_IPI_SP), Rio de Janeiro (LN_IPI_RJ), Minas Gerais (LN_IPI_MG) e Espírito Santo (LN_IPI_ES).

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise da ordem de integração das séries. Para tal, serão usados os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e de Phillips e Perron (PP), que têm a presença de raiz unitária como hipótese nula e, de modo a complementar esses resultados e fornecer evidências robustas, também será utilizado o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é a de estacionariedade. Caso as séries sejam não estacionárias, procede-se à análise de cointegração sugerida por Johansen (1988), utilizando-se dos testes do traço e do máximo autovalor, que indicam a existência de relação de longo prazo entre as variáveis e a quantidade de vetores de cointegração. Após a identificação dos vetores de cointegração, procede-se à estimação do VEC.

A análise das relações de curto prazo será feita considerando o exame da decomposição da variância dos erros de previsão (DV) e das funções de impulso resposta (FIR) do modelo VAR estimado, em sua versão generalizada. A principal justificativa para o uso deste recurso é o fato de a FIR generalizada não variar se houver reordenação de variáveis no VAR. Lütkepohl (1991) argumenta que o método tradicional para a análise das FIR aplica a “hipótese da ortogonalidade”, o que, conseqüentemente, faz com que o resultado dependa da ordenação das séries no VAR. Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a função impulso-resposta generalizada como forma de eliminar o problema de ordenação das variáveis no VAR. Para Ewing (2003), as principais vantagens potenciais na aplicação desse método são: (i) a FIR generalizada fornece resultados mais robustos do que o método ortogonalizado; e (ii) devido ao fato de a ortogonalidade não ser imposta, a FIR generalizada permite uma interpretação mais acurada da resposta inicial a cada choque causado por uma variável sobre as demais. Já as relações de longo prazo serão extraídas da análise dos vetores de cointegração, que são estimativas das elasticidades de longo prazo.

Em suma, a estratégia econométrica empregada nesse estudo pode ser assim resumida: após uma criteriosa análise da ordem de integração das séries e a verificação de existência de cointegração entre as variáveis em estudo, proceder-se-á à estimação de um VEC, de onde serão extraídas as repercussões de curto e de longo prazo examinadas nesse trabalho.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Para investigar as interações de curto e de longo prazo da atividade industrial do sudeste brasileiro, inicialmente procedeu-se a uma análise da

ordem de integração das séries, com vistas a examinar a aplicabilidade do procedimento de Johansen (1988). Os testes ADF, Phillips-Perron (PP) e KPSS foram aplicados em nível e em primeira diferença e seus resultados estão na Tabela 3.

Tabela 3 - Resultados dos testes de raiz unitária

VARIÁVEL		ADF	PP	KPSS
LN_IPI_SP	Nível	-1,08 [-2,87]	-2,15 [-2,87]	2,18 [0,46]
	Primeira diferença	-5,54* [-2,87]	-25,02* [-2,87]	0,07* [0,46]
LN_IPI_RJ	Nível	-1,28 [-2,87]	-1,85 [-2,87]	2,10 [0,46]
	Primeira diferença	-8,04* [-2,87]	-41,02* [-2,87]	0,12* [0,46]
LN_IPI_MG	Nível	-1,20 [-2,87]	-2,44 [-2,87]	2,08 [0,46]
	Primeira diferença	-4,80* [-2,87]	-23,86* [-2,87]	0,06* [0,46]
LN_IPI_ES	Nível	-0,91 [-2,87]	-1,64 [-2,87]	2,13 [0,46]
	Primeira diferença	-5,33* [-2,87]	-21,97* [-2,87]	0,05* [0,46]

Notas: Valor crítico do teste ao nível de significância 5% entre colchetes. Vale ressaltar que a hipótese nula dos testes ADF e PP é a de que as séries têm raiz unitária, enquanto no KPSS é a de que as séries são estacionárias. *Estacionária aos níveis usuais.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados indicam que todas variáveis utilizadas no presente estudo são integradas de ordem um, $I(1)$. Após essa constatação, procedeu-se à análise dos testes de traço e de máximo autovalor para verificar a existência de cointegração entre essas variáveis. Os resultados estão sintetizados na Tabela 4 e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação de longo prazo, entre as variáveis propostas. Além disso, o critério de Schwarz indicou três como o número ótimo de defasagens do VAR. As subseções seguintes apresentam e discutem os resultados para as dinâmicas de longo e de curto prazos.

Tabela 4 - Testes de traço e de máximo autovalor

N. de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0,15	63,49	47,86	0,00
No máximo 1	0,03	17,83	29,80	0,57
No máximo 2	0,02	8,34	15,49	0,42
N. de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0,15	45,66	27,58	0,00
No máximo 1	0,03	9,48	21,13	0,79
No máximo 2	0,02	6,60	14,26	0,53

Fonte: Resultados da pesquisa.

Dinâmica de curto prazo

As repercussões de curto prazo da atividade industrial da região Sudeste do Brasil serão examinadas através da análise das funções de impulso resposta (FIR) e da decomposição de variância do erro de previsão (DV). Vale lembrar que, com vistas a eliminar o problema de ordenação de variáveis no VAR, será utilizada a FIR generalizada.

Vale destacar, à luz do levantamento teórico realizado, que se a resposta das FIR for positiva, há indícios de que os efeitos de espraiamento (ou de dinâmica industrial complementar) se sobrepõem aos de retardamento (ou de rivalidade), produzindo crescimento regional convergente, nos moldes de Willianson (1965); por outro lado, em caso de resposta negativa, os efeitos de retardamento são superiores e há divergência no crescimento da região (MYRDAL, 1963; HIRSCHMAN, 1975). Todavia, como destacado anteriormente, as FIR representam evidências de curto prazo; ou seja, seus resultados devem ser examinados com cautela. Em seguida, as relações de longo prazo atestarão, ou não, esses achados.

A Figura 1 apresenta uma síntese dos gráficos das FIR. A primeira coluna de gráficos representa as respostas da indústria de SP, RJ, MG e ES a choques na atividade industrial de São Paulo. A segunda apresenta resultados semelhantes para impulsos no Rio de Janeiro. A coluna seguinte descreve tais repercussões considerando os choques em Minas Gerais e, por fim, a última coluna reflete essas evidências para choques no Estado do Espírito Santo.

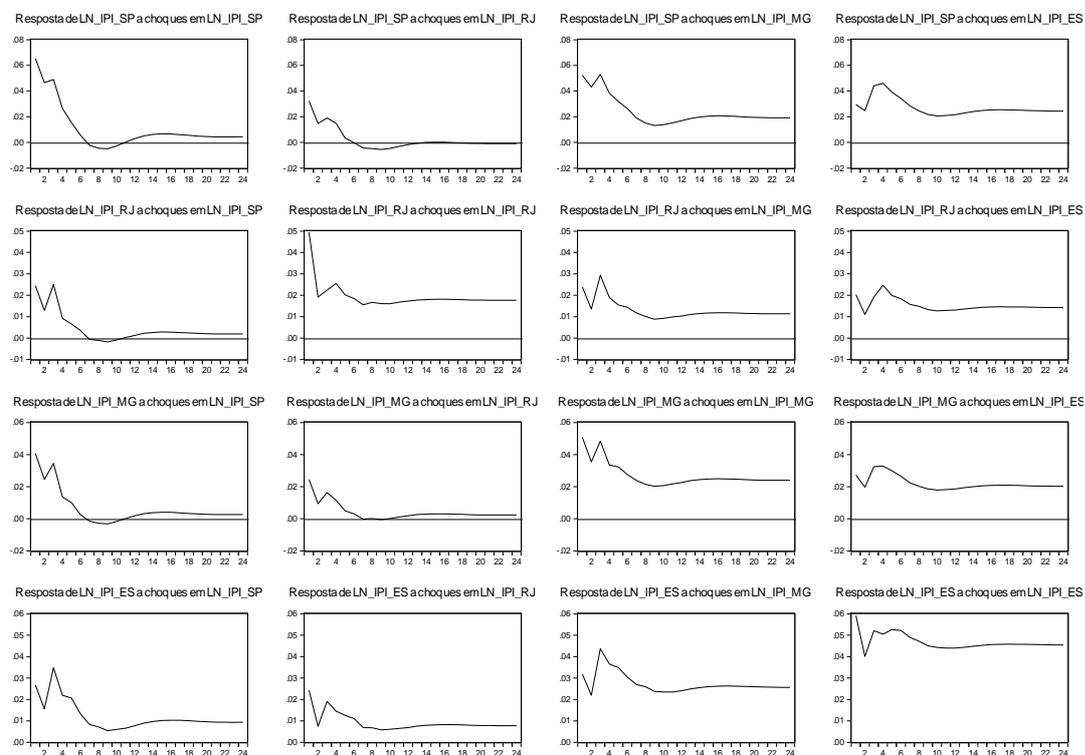


Figura 1 - Funções de impulso resposta generalizadas

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os gráficos revelam que um choque na atividade industrial do Estado de São Paulo repercute de forma positiva sobre todos os demais estados da região, com Minas Gerais apresentando a maior resposta inicial. Essas evidências confirmam os resultados observados por Haddad *et al.* (2002), Perobelli e Haddad (2006a), Santos e Haddad (2007) e Sobrinho e Azzoni (2015), que destacam o caráter polarizador das repercussões intrarregionais da região Sudeste no Estado de São Paulo. A maior resposta de Minas Gerais pode estar associada à sua forte ligação na fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias, juntamente com o Estado de São Paulo; ou seja, consequência de maiores economias de aglomeração em *clusters* de alto valor agregado (SOBRINHO e AZZONI, 2015).

Nas mesmas condições, se o choque ocorresse no Rio de Janeiro, as repercussões também seriam inicialmente positivas para todos os estados. Vale destacar que, apesar de responder de forma positiva num primeiro momento, a resposta do Estado de São Paulo se torna negativa após o quinto mês e permanece assim até que o efeito se dissipe. Autores como Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) destacam que o Rio de Janeiro é a segunda maior fonte de produção industrial da região, destacando-se mais em setores como extração de petróleo e gás natural, atividades de apoio à extração de minerais, confecções de artigos do vestuário e acessórios e fabricação de produtos alimentícios e, portanto, sem maiores interdependências com o Estado de

São Paulo. Além disso, Arruda e Tatiwa (2014) também encontram FIR com respostas negativas entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro.

Por fim, choques na dinâmica industrial de Minas Gerais e Espírito Santo repercutem positivamente sobre todos os estados da região, com o Estado de São Paulo recebendo a maior repercussão em ambos os choques. O estado de Minas Gerais só apresentou impactos iniciais inferiores aos de São Paulo, evidência que, nos moldes expostos por Santos e Haddad (2007), pode ser explicada pelo fato de esse Estado ser o segundo mais importante em termos de recepção de vazamentos de demanda do Brasil. O estado do Espírito Santo se mostrou o que menos interfere, em termos de magnitude da resposta na indústria, no Sudeste brasileiro. Autores como Santos e Haddad (2007) e Sobrinho e Azzoni (2015) advertem para o caráter periférico da indústria desse Estado em termos de relações intrarregionais.

Em suma, as FIR parecem indicar a existência de efeitos iniciais positivos na interação da indústria nos estados do Sudeste brasileiro. Entretanto, a partir do quinto mês, os gráficos parecem indicar certa rivalidade ou concorrência entre São Paulo e Rio de Janeiro ou, ainda, uma assimetria nos ciclos industriais desses estados. Vale destacar que Arruda e Tatiwa (2014) encontraram evidências que também apontam para a existência desse efeito concorrência, rivalidade ou retardamento, entre São Paulo e Rio de Janeiro. As relações de longo prazo discutidas na subseção seguinte poderão confirmar se esse efeito permanece no longo prazo. Do ponto de vista teórico, a existência de efeitos de rivalidade superiores aos de espraiamento intrarregional reflete um modelo de desenvolvimento regional concentrador/polarizador, que produz um crescimento regional divergente e, como mostram Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015), a região Sudeste é a que apresenta as maiores repercussões inter-regionais, todavia essa rivalidade interna pode minimizar os ganhos das demais regiões, uma vez que a potencialidade das economias de aglomeração do Sudeste pode não estar sendo plenamente explorada.

Ainda numa perspectiva de curto prazo, procedeu-se a análise da Decomposição de Variância do Erro de Previsão (DV). A Tabela 5 apresenta a DV para o Estado de São Paulo. Os resultados indicam que, para previsões de 5 períodos à frente, a variância de seu erro de previsão é explicada em cerca de 18% pela dinâmica industrial de Minas Gerais e em 15,4% pela do Espírito Santo, e essas participações majoritárias permanecem para previsões de 24 períodos à frente com 46,6% e 26%, respectivamente; ou seja, as oscilações da atividade industrial paulista estão fortemente relacionadas com os movimentos da indústria de Minas Gerais e Espírito Santo. Autores como Rezende, Campolina e Paixão (2012) observam que as maiores *clusterizações* dessa região são observadas em São Paulo e Minas Gerais e, ainda, Sobrinho e Azzoni (2015) destacam que a forte diversificação da indústria no Espírito Santo favorece sua interação com o Estado de São Paulo.

Tabela 5 - Decomposição de variância - São Paulo (%)

Variáveis	LN_IPI_SP			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	65,49	1,03	18,06	15,42
10	42,68	0,93	34,88	21,51
15	35,37	0,99	40,27	23,37
24	26,35	1,02	46,64	25,99

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nas mesmas condições, a DV para o Rio de Janeiro mostra que, para previsões de 5 períodos à frente, 27% e 11,1% de suas variações são explicadas, respectivamente, pela produção industrial de São Paulo e Minas Gerais (Tabela 6). Entretanto, a partir de um horizonte de 10 períodos à frente, a maior participação passa a ser de Minas Gerais, sendo que, para 24 períodos adiante, a variância do erro de previsão da atividade industrial do Rio de Janeiro passa a ser explicada em cerca de 24,21% e 9,3% por variações em Minas Gerais e São Paulo, respectivamente. Portanto, a dinâmica da indústria do Rio de Janeiro parece receber influências maiores da atividade industrial de Minas Gerais e de São Paulo. A maior participação de Minas Gerais na DV do Rio de Janeiro pode ser explicada pela sua importante atuação na extração de petróleo e gás natural, em atividades de apoio à extração de minerais e na fabricação de produtos alimentícios e derivados do petróleo/biocombustíveis (SOBRINHO e AZZONI, 2015).

Tabela 6 - Decomposição de variância - Rio de Janeiro (%)

Variáveis	LN_IPI_RJ			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	27,07	56,23	11,10	5,60
10	17,07	55,44	20,07	7,42
15	13,12	57,55	21,96	7,37
24	9,29	58,85	24,21	7,65

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 7 destaca os resultados da DV para o Estado de Minas Gerais. As evidências indicam que, num horizonte de 5 períodos à frente, as

oscilações de sua produção industrial são explicadas em cerca de 35,45% pela dinâmica industrial de São Paulo e em 7,26% pela dinâmica do Espírito Santo e esses estados permanecem com maiores repercussões para previsões de 24 períodos à frente, com 9,7% e 8,3%, respectivamente. Os resultados mostram maior independência desse estado, com participação importante apenas do Estado de São Paulo, aquele que, conforme Haddad *et al.* (2002), Perobelli e Haddad (2006a) e Santos e Haddad (2007), se destaca como o maior difusor e canalizador da atividade industrial dentro da região.

Tabela 7 - Decomposição de variância - Minas Gerais (%)

Variáveis	LN_IPI_MG			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	35,45	0,64	56,64	7,26
10	19,32	0,40	71,77	8,51
15	14,38	0,32	77,06	8,24
24	9,75	0,25	81,70	8,30

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por fim, analisou-se a DV para o Estado do Espírito Santo. Os resultados estão sintetizados na Tabela 8.

Tabela 8 - Decomposição de variância - Espírito Santo (%)

Variáveis	LN_IPI_ES			
	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
5	21,26	1,33	21,56	55,85
10	11,84	0,93	29,13	58,10
15	9,22	0,81	31,02	58,95
24	7,23	0,70	32,55	59,52

Fonte: Resultados da pesquisa.

As evidências apontam para uma maior participação da atividade industrial de Minas Gerais e de São Paulo, respectivamente, sobre a indústria do Espírito Santo (Tabela 8). Para previsões de 5 e 24 períodos à

frente, a variância de seu erro de previsão é explicada em 21,56% e 32,55%, respectivamente, por Minas Gerais, e 21,26% e 7,23% pelo Estado de São Paulo. Assim, as variações de curto prazo na indústria do Espírito Santo parecem estar mais associadas a variações da produção industrial de Minas Gerais e São Paulo, respectivamente; ou seja, os estados que, de acordo com Rezende, Campolina e Paixão (2012), apresentaram as maiores *clusterizações* dentro dessa região.

Em suma, os resultados de curto prazo fornecidos pelas FIR e pela DV parecem indicar que: i) a produção industrial de São Paulo parece estar mais ligada à de Minas Gerais e Espírito Santo; ii) a indústria do Estado do Rio de Janeiro se mostra mais afetada por São Paulo e Minas Gerais; iii) a dinâmica industrial de Minas Gerais parece mais interligada com a do Estado de São Paulo; e iv) a produção industrial do Espírito Santo recebe maiores repercussões dos estados de Minas Gerais e São Paulo. Assim, pode-se concluir que o modelo de desenvolvimento da indústria do Sudeste brasileiro apresenta um caráter concentrador/polarizador nos estados de São Paulo e Minas Gerais, enquanto o Estado do Espírito Santo apresenta um papel periférico/coadjuvante na distribuição da atividade industrial, num contexto intrarregional. Essas evidências confirmam os achados de Arruda e Tatiwa (2014) e Perobelli *et al.* (2010), além de ratificar a hipótese de desconcentração concentrada de Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015).

Dinâmica de longo prazo

As relações de longo prazo entre as produções industriais dos estados do Sudeste brasileiro serão examinadas com base no vetor de cointegração estimado. Os resultados estão sintetizados na Tabela 9.

Tabela 9 - Relações de longo prazo

Variáveis	LN_IPI_SP	LN_IPI_RJ	LN_IPI_MG	LN_IPI_ES
LN_IPI_SP	1,00 [-]	0,29 [2,90]	-0,52 [-4,45]	-0,40 [-3,96]
LN_IPI_RJ	3,41 [7,63]	1,00 [-]	-1,76 [-2,97]	-1,37 [-5,19]
LN_IPI_MG	-1,94 [-11,34]	-0,57 [-2,87]	1,00 [-]	0,77 [4,31]
LN_IPI_ES	-2,50 [-7,38]	-0,73 [-3,67]	1,29 [3,15]	1,00 [-]

Nota: Relações de longo prazo para as variáveis descritas nas linhas da tabela. Estatística t entre colchetes.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Deve-se observar que os valores dos coeficientes estimados estão normalizados para a variável em questão, indicada pela linha da Tabela 6, e que seus sinais devem ser interpretados de forma inversa. Em termos gerais, todos os coeficientes estimados foram estatisticamente significantes aos níveis usuais.

As repercussões de longo prazo indicam que aumentos de 1% na produção industrial de Minas Gerais e do Espírito Santo repercutem, respectivamente, em incrementos de 0,5% e 0,4% na atividade industrial do Estado de São Paulo. Todavia, majorando em 1% a produção industrial do Rio de Janeiro, tem-se um impacto negativo na indústria de São Paulo da ordem 0,29%.

Para o Estado do Rio de Janeiro, as repercussões de longo prazo de aumentos de 1% na produção industrial de Minas Gerais e Espírito Santo foram positivas e elásticas na ordem de 1,76% e 1,37%, respectivamente. Nas mesmas condições, se o incremento ocorrer na atividade industrial de São Paulo, a produção industrial do Rio de Janeiro é reduzida em 3,41%.

As relações de longo prazo indicam ainda que incrementos de 1% na produção industrial dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro apresentam impactos positivos da ordem de 1,94% e 0,57%, respectivamente, sobre a indústria de Minas Gerais. Essa repercussão é negativa em 0,77% ao majorar em 1% a produção industrial do Estado do Espírito Santo.

Por fim, aumentos de 1% na produção da indústria dos estados de São Paulo e do Rio de Janeiro apresentam repercussões positivas da ordem de 2,5% e 0,73%, respectivamente, sobre a atividade industrial do Espírito Santo. Nas mesmas condições, se o aumento ocorrer na indústria de Minas Gerais, a produção industrial do Espírito Santo é reduzida em 1,29%.

Portanto, as evidências de longo prazo confirmam que a indústria do Estado de São Paulo apresenta as repercussões mais elásticas sobre as indústrias dos demais estados. Esse resultado pode ser justificado pela Tabela 1, que revela ser este o Estado com maior participação de bens industrializados em sua pauta de exportações; e pela Tabela 2, que mostra que São Paulo detém a maior concentração de bens de capital em sua indústria, revelando sua atuação em setores de maior valor agregado. Haddad *et al.* (2002), Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) argumentam a existência de forte concentração/polarização da atividade industrial da região Sudeste no Estado de São Paulo, atribuindo a este Estado o papel de locomotiva do crescimento da região.

Os resultados parecem confirmar também a existência de um efeito rivalidade ou concorrência entre a indústria dos estados de São Paulo e Rio de Janeiro. Esta evidência confirma os resultados de Arruda e Tatiwa (2014), que argumentam que as ações de retardamento superam os efeitos de espraiamento na relação entre as indústrias desses estados. E, ainda, apesar de os indícios de curto prazo desse trabalho apontarem para transbordamentos positivos entre as indústrias de Minas Gerais e Espírito

Santo, a relação de longo prazo mostra que esse efeito se dá apenas no curto prazo, uma vez que esta relação indica repercussões negativas entre esses estados no longo prazo. De fato, as Tabelas 1 e 2 mostram que esses estados atuam em setores semelhantes, sendo, portanto, concorrentes entre si; ou seja, um aumento na atividade industrial de um deles pode representar uma redução da demanda por insumos do outro, promovendo, assim, uma retração na atividade industrial do vizinho.

Nesse sentido, uma vez que Crocco e Diniz (1996), Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015) advertem que a região Sudeste é a locomotiva da atividade econômica do país e a responsável pelas maiores repercussões inter-regionais, essa aparente rivalidade entre São Paulo e Rio de Janeiro e entre Minas Gerais e Espírito Santo pode estar contribuindo para um crescimento intrarregional divergente nessa região, nos moldes de Myrdal (1963) e Hirschman (1975), e, portanto, o potencial das repercussões dessa região na atividade industrial do país pode estar sendo subutilizado; ou seja, ainda há margem para aumentar a integração industrial do Sudeste brasileiro e potencializar seus transbordamentos regionais.

CONCLUSÕES

O presente estudo analisa a dinâmica intrarregional da indústria no Sudeste brasileiro, pela utilização de informações entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e de vetores de correção de erros (VEC), com vistas a examinar o grau de interdependência de seus estados e se o crescimento dessa região tem sido convergente, no sentido de que as repercussões de espraiamento sejam superiores às de rivalidade, nos moldes de Willianson (1965); ou se os efeitos de retardamento superam os efeitos de espraiamento, produzindo crescimento regional divergente como em Myrdal (1963) e Hirschman (1975).

Em termos gerais, os resultados das FIR confirmam que o Estado de São Paulo apresenta as maiores e mais persistentes repercussões sobre os demais estados da região, confirmando as evidências apresentadas por Haddad *et al.* (2002), Perobelli, Haddad e Domingues (2006) e Sobrinho e Azzoni (2015) de que esse Estado pode ser considerado a locomotiva da atividade industrial da região e de que há uma intensa polarização/centralização da indústria do Sudeste no Estado de São Paulo. O Estado de Minas Gerais também se destacou em termos de repercussões intrarregionais, se mostrando o segundo estado mais importante na dinâmica industrial da região. Santos e Haddad (2007) também destacam a participação de Minas Gerais nas interações inter e intrarregionais. E, ainda, as evidências também apontam para o caráter periférico do Estado do Espírito Santo na dinâmica industrial dessa região, confirmando interpretações de Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015).

As evidências da DV mostram que a indústria paulista está mais interligada às indústrias de Minas Gerais e Espírito Santo. Rezende, Campolina e Paixão (2012) destacam as fortes interdependências entre São Paulo e Minas Gerais em termos de *clusterização*. E, ainda, Sobrinho e Azzoni (2015) mostram que a indústria no Espírito Santo se mostra bem diversificada, o que favorece suas relações com São Paulo. A DV da dinâmica industrial de Minas Gerais revela que esse Estado apresenta maior independência em relação aos demais, estando mais conectado apenas com o Estado de São Paulo. Conforme Haddad *et al.* (2002) e Perobelli e Haddad (2006a), essa relação se dá mais pelo protagonismo de São Paulo na região, uma vez que ele se apresenta como o maior difusor e canalizador da atividade industrial dentro da região.

Ainda em termos de DV, a produção industrial do Espírito Santo recebe maiores influências dos estados de Minas Gerais e São Paulo. Crocco e Diniz (1996) e Sobrinho e Azzoni (2015) destacam o caráter coadjuvante desse estado em termos de crescimento regional, mais dependente daqueles com maiores repercussões intrarregionais. Por fim, a produção industrial do Estado do Rio de Janeiro é mais afetada por Minas Gerais. Conforme Sobrinho e Azzoni (2015), a atuação destacada desses estados em setores como extração de petróleo e gás natural e atividades de apoio à extração de minerais revela certa complementaridade entre suas indústrias.

As evidências de longo prazo confirmam que o Estado de São Paulo apresenta as maiores elasticidades, seguido de Minas Gerais; ou seja, esses estados são os protagonistas das maiores repercussões intrarregionais no Sudeste brasileiro. Santos e Haddad (2007), Rezende, Campolina e Paixão (2012) e Sobrinho e Azzoni (2015) também apresentam evidências nessa direção. Entretanto, há indícios de maiores efeitos de retardamento entre as indústrias de São Paulo e Rio de Janeiro e entre as de Minas Gerais e Espírito Santo. Arruda e Tatiwa (2014) encontram evidências que confirmam a existência de maiores efeitos de rivalidade entre esses estados; ou seja, nos moldes de Myrdal (1963) e Hirschman (1975), essas elasticidades negativas podem contribuir para um crescimento intrarregional divergente no Sudeste brasileiro.

Assim, pode-se concluir que, apesar de Crocco e Diniz (1996), Haddad *et al.* (2002), Tatiwa e Arruda (2011) e Sobrinho e Azzoni (2015) apontarem para a região Sudeste como a grande propulsora da atividade econômica no contexto inter-regional do país, a existência de efeitos de rivalidade no contexto intrarregional pode ser um indicativo de que seu potencial de aglomeração e de espraiamento está subutilizado. Noutros termos, ainda há espaço para aumentar as relações intrarregionais no Sudeste brasileiro, de modo a potencializar seus transbordamentos inter-regionais.

REFERÊNCIAS

ALENCAR, A. P. **Dinâmicas de Curto e de Longo Prazo na Indústria da Região Sul do Brasil**. Monografia (Graduação em Ciências Econômicas) - Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Universidade Federal do Ceará - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2016.

ARROW, K. J. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**, v. 29, n. 3, p. 155-173, 1962.

ARRUDA, E. F.; DAMASCENO, V. C. Relações de Curto e Longo Prazo na Indústria do Nordeste Brasileiro. **Revista Ciências Administrativas**, v. 21, n. 1, 2015.

ARRUDA, E. F.; TATIWA, R. Dinâmica Intra-regional do Brasil: Quem dirige o crescimento industrial das regiões brasileiras? **Economia Aplicada**, v. 18, n. 2, p. 243-270, 2014.

CROMWELL, B. A. Does California Drive the West? An Econometric Investigation of Regional Spillovers. **Economics Review Federal Reserve of San Francisco**, n. 2, p. 12-23, 1992.

CROCCO, M. A.; DINIZ, C. C. Reestruturação econômica e impacto regional: o novo mapa da indústria brasileira. **Nova Economia**, v. 6, n. 1, p. 77-103, 1996.

DIXON, R.; TRILWALL, A. A. Model of Regional Growth-Rate Differences on Kaldorian Lines. **Oxford Economic Papers**, v. 21, n. 2, July 1975.

EWING, B. T. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 43, n. 2, p. 261-272, 2003.

FUJITA, M.; KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. **The Spatial Economy, Cities, Region and International Trade**, MIT Press, Cambridge, MA, 1999

GLAESER, E. L.; KALLAL, H.; SHEINKMAN, J.; SCHLEIFER, A. Growth in cities. **Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1126-1152, 1992.

HADDAD, E., AZZONI, C.; DOMINGUES, E.; PEROBELLI, F. Macroeconomia dos Estados e Matriz Interestadual de Insumo-Produto. **Economia Aplicada**, vol. 6, n. 4, p. 875-895, out/dez, 2002.

HIRSCHMAN, A. **The Strategy of Economic Development**. Yale University Press, 1975.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KALDOR, N. The Case for Regional Policies. **Scottish Journal of Political Economy**. v. 17, n. 3, p. 337-348, Nov, 1970.

KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse response analysis in non-linear multivariate models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KRUGMAN, P. **Geography and Trade**. MIT Press, Cambridge, MA, 1991.

KRUGMAN, P. R.; VENABLES, A. J. Integration and the competitiveness of peripheral industry. **Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series**, 363, 1990.

_____ Globalization and the inequality of nations. **Quarterly Journal of Economics**. v. 110, p. 857-880, 1995.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 1991.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004.

MARQUES, A. M; FOCHEZATTO, A. Desenvolvimento convergente ou divergente entre os estados brasileiros? Uma análise multidimensional, 1970-2000. In: **XV Encontro de Economia da Região Sul**. Porto Alegre. ANPEC SUL, 2012.

MARSHALL, A. **Principles of Economic**. Macmillan, London, 1890.

MYRDAL, G. **Economic Theory and Underdeveloped Regions**. London: Methuen, 1963

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A. Exportações Internacionais e Interações Regionais: Uma análise de equilíbrio geral. **Estudos Econômicos**, v. 36, n. 4, p. 833-866, 2006a.

_____ Padrões de Comércio Interestadual no Brasil, 1985 e 1997. **Revista Econômica Contemporânea**, v. 10, n. 1, p. 61-88, 2006b.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; DOMINGUES; E. P. Interdependência entre os estados brasileiros: uma análise de insumo-produto. **Revista Economia Selecta**, v. 7, n. 4, p. 123-142, 2006.

PEROBELLI, F. S.; HADDAD, E. A.; MOTA, G. P.; FARINAZZO, R. A. Estrutura de interdependência inter-regional no Brasil: Uma análise espacial de insumo-produto para os anos de 1996 e 2002. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 40, n. 2, p. 281-325, 2010.

PESARAN, M. H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. **Economic Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

REZENDE, A. C.; CAMPOLINA, B.; PAIXÃO, A. N. Clusterização e Localização da Indústria de Transformação no Brasil entre 1994 e 2009. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 43, n. 4, 2012.

RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 23-41, 2010.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. **Journal of Political Economy**, v. 94, n. 5, p. 1002-1037, 1986.

SABOIA, J. KUBRUSLY, L. S.; BARROS, A. C. Caracterização e Modificações no Padrão regional industrial no Brasil no período 2003-2011. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 44, n. 3, 2014.

SANTOS, R. A. C.; HADDAD, E. A. Uma análise de Insumo-Produto da distribuição interestadual da renda no Brasil. **Economia**, v. 8, n. 1, p. 121-138, 2007.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, p. 1-48, 1980.

SOBRINHO, E. M. G.; AZZONI, C. R. Aglomerações Industriais Relevantes do Brasil em 2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 9, n. 1, p. 1-18, 2015.

TATIWA, R. F.; ARRUDA, E. F. Dinâmica da Atividade Industrial Brasileira e seus *Spillovers* Regionais e Externos. In: **XXXIX Encontro Nacional de Economia**, Foz do Iguaçu, 2011.

VENABLES A. J. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic Review**, v. 37, n. 2, p. 341-359, 1996.

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development. **Economic Development and Cultural Change**. v. 14, p. 3-45, 1965.