

Relações em curto e longo prazo na indústria do Nordeste brasileiro

Short and long-term relations of the industry in the Northeastern Region of Brazil

Elano Ferreira Arruda¹

Valdano Carvalho Damasceno²

Resumo

O estudo analisa as relações em curto e longo prazo da indústria do Nordeste brasileiro utilizando dados mensais entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e vetores de correção de erros (VEC). As elasticidades em longo prazo indicam que aumentos da ordem de 1% na produção industrial do estado da Bahia repercutem de forma positiva em 1,56% e 1,75% sobre os estados de Pernambuco e Ceará, respectivamente. Majorando-se em 1% a atividade industrial cearense, observam-se repercussões positivas na Bahia, 0,57%, e negativas em 0,89% sobre o estado de Pernambuco. Nas mesmas condições, se o aumento ocorrer em Pernambuco, observa-se uma retração de 1,12% na indústria cearense e uma expansão de 0,64% na dinâmica industrial da Bahia. Portanto, o estado da Bahia parece produzir maiores efeitos de aglomeração para a região Nordeste, enquanto que Ceará e Pernambuco parecem rivalizar entre si. Em suma, as políticas industriais do Nordeste brasileiro devem considerar as evidências apresentadas nesse estudo de modo a minimizar os efeitos de rivalidade e potencializar as ações de espraiamento dentro da região, maximizando, assim, os ganhos de aglomeração e de localização geográfica para atenuar os efeitos das desigualdades regionais existentes no Brasil.

Palavras-chave: Dinâmica industrial. Região Nordeste. VEC.

Abstract

This work analyzes the short and long-term relationships of the industry in the northeastern region of Brazil using monthly data from January 1995 to July 2013

¹ Doutor em Economia. Professor do Departamento de Economia Aplicada e Pesquisador do Programa de Pós-Graduação em Economia, CAEN/UFC. E-mail: elano@ufc.br

² Bacharel em Economia pela Universidade Federal do Ceará – UFC. E-mail: valdanocarvalho@hotmail.com

and vector error correction models (VEC). The long-term elasticities indicate that increases of 1% in the industrial production of the state of Bahia reverberate positively in 1,56% and 1,75% on the states of Pernambuco and Ceará, respectively. Adding 1% to the industrial activity of the state of Ceará, a positive effect can be observed on Bahia, of 0,57%, and a negative effect of 0,89% in the state of Pernambuco. In the same circumstances, if the increase occurs in Pernambuco, there was a decrease of 1,12% in the industrial activity of Ceará and an expansion of 0,64% in the industrial dynamics of Bahia. Therefore, the State of Bahia seems to produce greater effects of agglomeration for the Northeast region, while Ceará and Pernambuco seem to rival each other. In short, the Brazilian Northeast industrial policies should consider the evidence presented in this work in order to minimize the effects of rivalry and enhance the spreading of actions within the region, thus maximizing agglomeration gains and geographic location to mitigate the effects of existing regional inequalities in Brazil.

Keywords: *Industrial dynamics. Northeast Region.VEC.*

1 Introdução

O debate sobre os desequilíbrios regionais tem estado no centro das discussões em torno das políticas de desenvolvimento regional, uma vez que, como argumentam Myrdal (1963) e Willianson (1965), o crescimento regional pode ser divergente ou convergente. Os autores defendem a existência de efeitos antagônicos de espraiamento, que promove uma expansão da atividade econômica em toda a região, e de retardamento, que produz uma repercussão negativa sobre as unidades econômicas vizinhas.

Nesse sentido, choques econômicos advindos de preços de fatores de produção, mudanças climáticas, oscilações no estado da tecnologia e nas políticas econômicas podem ocorrer em um estado e afetar positivamente ou negativamente os demais estados vizinhos. O conhecimento do caminho de transmissão desses choques se torna crucial para a formulação de políticas eficazes para o desenvolvimento regional.

Portanto, o exame das relações e interdependências regionais e intrarregionais se mostra uma importante direção de pesquisa, uma vez

que permite a identificação do quanto a dinâmica econômica de um estado pode afetar os demais de sua região. Nesse sentido, Tatiwa e Arruda (2011) promovem uma investigação empírica das repercussões inter-regionais da atividade industrial no Brasil, em uma perspectiva de curto prazo, por meio de funções de impulso repostas (FIR) de um modelo VAR restrito. Os autores mostram que há uma importante interdependência entre as regiões brasileiras em termos de atividade industrial e destas com o setor externo, com a região Sudeste destacando-se por apresentar as maiores e mais persistentes repercussões. Todavia, ao considerar a região Nordeste, observam repercussões negativas desta sobre as demais regiões do país, revelando uma maior produção de efeitos de retardamento. As evidências revelam que a indústria do Nordeste ainda se mostra desconexa e com poucos efeitos de aglomeração.

Posteriormente, visando um melhor entendimento dessas relações, sobretudo no que tange às assimetrias de distribuições dos choques da região Nordeste, Arruda e Tatiwa (2014) promovem um exercício intrarregional de modo a inferir sobre como se dá a distribuição dos choques na dinâmica industrial dentro de cada região do Brasil, em uma perspectiva de curto prazo. Os autores observam que o estado da Bahia parece produzir as maiores repercussões sobre os demais estados do Nordeste. E, ainda, verificam a produção de repercussões positivas da indústria da Bahia e do Ceará, em detrimento de impactos negativos produzidos pela indústria pernambucana.

No entanto, apesar das evidências supramencionadas, a análise dos autores se dá apenas no âmbito do curto prazo com as FIR de um VAR restrito. Este estudo pretende contribuir ao promover um exame mais aprofundado dessas relações intrarregionais no Nordeste do Brasil ao estimar 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, e de longo prazos, quantificando-se a magnitude das elasticidades de longo prazos das interdependências intrarregionais do Nordeste brasileiro.

Para tal, utilizar-se-ão dados do índice de produção industrial, disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

(IBGE) em nível estadual para Bahia, Pernambuco e Ceará, entre janeiro de 1995 e julho de 2013, e vetores de correção de erros (VEC). Vale destacar que o IBGE disponibiliza esse indicador apenas para esses estados. 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 as suas inter-relações.

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

Além dessa introdução, o estudo possui 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, apresentam-se os aspectos metodológicos, quais sejam a descrição e 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.

2 Revisão de literatura

2.1 Literatura teórica

O entendimento e análise dos caminhos de transmissão da atividade econômica em num contexto regional tem sido amplamente discutido ao longo de vários anos e, nas últimas décadas, esses modelos sofreram algumas evoluções, acompanhando as transformações estruturais da economia no âmbito regional.

Inicialmente, Myrdal (1963) argumenta que o crescimento econômico tem dois efeitos antagônicos entre si, quais sejam: efeito de retardamento e de espraiamento. No primeiro, um estado é beneficiado

pela instalação de uma indústria, por exemplo, e atrai mão de obra, investimentos e até novas firmas de estados vizinhos, devido à sua melhor infraestrutura, transmitindo assim efeitos negativos para os demais estados. Por outro lado, haveria um efeito transbordamento positivo sobre os demais estados, por aumentar a produção, reduzir os custos de transporte e melhorias na infraestrutura da região; entretanto, o primeiro efeito seria superior ao segundo.

Em sua teoria de crescimento regional convergente, Williamson (1965) defende que a divergência regional prevista por Myrdal (1963) não se aplicaria para todas as situações ou níveis de desenvolvimento das regiões, mas apenas para determinados estágios do processo de desenvolvimento econômico. O autor advoga que o aperfeiçoamento dos mercados e do processo produtivo tende a atenuar os níveis de desigualdade, de modo que os efeitos de retardamento diminuem ao longo do tempo, e os efeitos de espraiamento são potencializados.

Em seguida, surgiram os modelos de crescimento regional com base na demanda por exportações. Os principais autores são Kaldor (1970) e Dixon e Thirlwall (1975), por isso o modelo ficou conhecido como KDT. Essa teoria conclui que: i) existe uma relação positiva entre o crescimento da indústria e o crescimento do produto agregado; ou seja, quanto maior a atividade industrial, maior será a taxa de crescimento do produto; ii) há uma relação positiva entre a taxa de crescimento da produtividade na indústria e o crescimento do produto industrial, em uma causalidade bidirecional, relação conhecida como lei Kaldor-Verdoorn; iii) quanto maior a taxa de crescimento das exportações, maior o crescimento do produto; iv) o crescimento da economia em longo prazos não é restringido pela oferta, mas sim pelas condições de demanda. Portanto, a infraestrutura para o comércio torna-se um indicador crucial para o desenvolvimento regional.

Em seguida vieram os modelos de aglomeração e economias de escala, teorias de dependência espacial e os modelos da nova geografia econômica. As aglomerações e economias de escala, ou simplesmente *MAR Spillovers* (MARSHALL 1890; ARROW, 1962; ROMER 1986),

minimizam os custos de transporte, de transação de bens, de pessoas ou ideias e, assim, sugerem que as empresas de um dado setor localizadas perto de outras de sua cadeia de abastecimento podem beneficiar-se de tais transbordamentos. Em seguida, Corrado, Martin e Weeks (2005) admitem que, na existência de heterogeneidade espacial, haveria clubes de regiões que convergem para diferentes taxas de crescimento em longo prazo. Por fim, a abordagem da Nova Geografia Econômica baseia-se na hipótese de que o espaço é um fator crucial para determinar o desenvolvimento econômico, sobretudo nos aspectos subjacentes aos fluxos comerciais e a localização industrial (KRUGMAN 1991; KRUGMAN; VENABLES, 1990, 1995; BALDWIN et al., 2003).

Em suma, as repercussões industriais entre Bahia, Pernambuco e Ceará investigadas nesse estudo podem ser positivas ou negativas dependendo do grau de aglomeração e interação produtiva entre eles, pois reduzem os custos de transporte, facilitando suas transações comerciais (MARSHALL 1890; ARROW 1962; ROMER 1986); ou da existência heterogeneidade espacial em sua atividade industrial (CORRADO; MARTIN; WEEKS, 2005); ou, ainda, do grau de interação comercial entre os seus setores de atuação, pois reduzem seus custos a partir de polos geograficamente colocalizados (KRUGMAN 1991, KRUGMAN; VENABLES 1990, 1995; BALDWIN et al. 2003).

2.2 Literatura empírica

Em estudos sobre crescimento regional e transbordamentos interintra-regionais têm se destacado a utilização de modelos espaciais e gravitacionais do comércio, modelos de equilíbrio geral computável (EGC) e modelos macroeconômicos em uma perspectiva regional.

Os modelos gravitacionais fazem uma analogia com o conceito newtoniano de gravidade; isto é, a interação comercial entre duas unidades econômicas é diretamente proporcional ao nível de produção de cada uma e inversamente proporcional à fricção imposta pela distância. Utilizando essa técnica, Porto (2002) argumenta que apenas as regiões Sudeste e Sul do Brasil têm se beneficiado do comércio. Portanto, o

comercio internacional parece estar contribuindo para o agravamento das disparidades regionais no Brasil.

Perobellie Haddad (2006a) também examinam os fluxos de comércio dos estados do Brasil por meio de modelos de equilíbrio geral computável (MEGC). Os autores mostram que regiões como o Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentam uma estrutura de interações intrarregionais ainda incipientes; ao contrário da região Sul, do estado da Bahia e da região Sudeste, em particular os estados de São Paulo e Minas Gerais. Esses resultados mostram que, caso esse ritmo persista, haverá um aumento das desigualdades regionais, em benefício das regiões Sul e Sudeste e do estado da Bahia, pois apresentam maiores efeitos de espraiamento.

Ainda nessa perspectiva Perobelli e Haddad (2006b) realizam uma análise do padrão de comércio entre as unidades da Federação para os anos de 1985 e 1997 com a utilização de medidas de autocorrelação espacial global e autocorrelação espacial local. Os resultados mostram que houve um aumento do comércio interestadual, que existe uma heterogeneidade espacial no comércio interestadual e que os *clusters* formados por valores de alto comércio localizam-se nas regiões Sul e Sudeste, e os valores abaixo da média localizam-se no Norte e Nordeste; e, por fim, a análise intertemporal mostra que tal padrão não se modificou no período analisado.

Perobelli et al. (2010) utilizam matriz de insumo-produto, entre 1996 e 2002, para avaliar o grau de importância da variável distância nos fluxos comerciais entre as unidades federativas e obtiveram os seguintes resultados: (i) na região Norte, o estado do Pará, que tem uma base produtiva fortemente atrelada ao setor extrativo mineral, apresentou fraca integração espacial. Já o polo eletroeletrônico da zona franca de Manaus mostrou-se relevante para o estado. Entretanto, seus efeitos de encadeamento para a própria região são incipientes; (ii) no Sudeste, o estado de São Paulo destaca-se com forte encadeamento com altos níveis de formação de renda para outros setores formando um círculo “virtuoso” para a economia paulista; (iii) no Sul do Brasil,

identificaram resultados expressivos em termos de encadeamento e de desconcentração da interdependência produtiva; (v) observou-se um aumento do encadeamento com as regiões Norte e Nordeste com o setor agrícola do Centro-Oeste; e (vi) uma fraca conexão industrial no Nordeste brasileiro.

Os modelos macroeconômicos se destacam por buscar uma harmonia entre a coerência com a teoria econômica e critério estatístico (RICKMAN, 2010). Esses modelos tiveram origem com o programa de pesquisa da *Cowles Commission for Research in Economics*. As avaliações eram baseadas em modelos compostos por centenas de equações e distinção entre variáveis endógenas e exógenas que eram estimadas por mínimos quadrados ordinários, ou pelo método de variáveis instrumentais. Durante muitos anos essa metodologia constituiu o padrão da modelagem macroeconômica. Entretanto, esse modelo passou a sofrer críticas e foi perdendo espaço, sobretudo para a abordagem de vetores autorregressivos (VAR), de Sims (1980), que se mostrava superior em testes de desempenho de previsão.

Apesar de sua relevância estatística, os trabalhos em economia regional não têm explorado o potencial dos modelos macroeconômicos e têm se limitado a modelos estáticos de insumo-produto regionais. Para Rickman (2010), o tratamento macroeconômico baseado nos modelos VAR, VAR Restrito e VEC contribuem para uma melhor avaliação dos problemas de desenvolvimento regional.

Nesse sentido, Cromwell (1992) utiliza um modelo VAR para analisar a interação entre o estado da Califórnia e seus estados vizinhos observando até que ponto um choque na economia daquele afeta os seus vizinhos, utilizando dados trimestrais entre 1947 e 1991. Seus resultados mostram que o estado da Califórnia tem repercussões importantes nos demais estados, principalmente naqueles geograficamente mais próximos e que esses efeitos se mostram maiores no mercado de trabalho e na indústria.

O estudo pioneiro no Brasil que utiliza esses recursos em economia regional é o de Tatiwa e Arruda (2011). Os autores utilizam

um VAR restrito para o exame das relações inter-regionais e externas da atividade industrial das regiões brasileiras. Seus resultados mostram que há uma forte interdependência da atividade industrial entre as regiões brasileiras e com o setor externo, com destaque para a região Sudeste. A região Nordeste apresenta repercussões negativas sobre as demais. Ou seja, os autores concluem que as regiões Sul e Sudeste produzem maiores efeitos de espraiamento, enquanto que a região Nordeste parece produzir um maior efeito retardamento.

Em seguida, examinando a dinâmica intrarregional da indústria para mostrar que estados conduzem o crescimento das regiões brasileiras, Arruda e Tatiwa (2014) mostram que o estado da Bahia apresenta os maiores efeitos sobre a atividade industrial dos demais estados do Nordeste. No Sudeste, destaque para São Paulo. O Sul do Brasil se mostrou a região mais integrada. Os autores mostram ainda que, no curto prazo, parecem existir efeitos de espraiamento, proporcionados pelo crescimento industrial do estado da Bahia e do Ceará, e efeitos de retardamento, gerados por Pernambuco. Ou seja, um choque na atividade industrial de Bahia e Ceará parece gerar um aumento na atividade industrial dos demais; enquanto que, se o choque ocorrer na indústria de Pernambuco, a repercussão é negativa.

Portanto, este estudo se propõe a contribuir com essa literatura ao analisar se os efeitos de curto prazo, obtidos em Arruda e Tatiwa (2014), se mantêm no longo prazo e, além disso, quantificar essas repercussões por meio da estimação das elasticidades em longo prazo. Ou seja, esse trabalho se pautará na utilização de um vetor de correção de erros (VEC) para a dinâmica industrial de modo a examinar as relações em curto e longo prazo das repercussões intrarregionais de choques na produção industrial de Bahia, Pernambuco e Ceará.

3 Aspectos metodológicos

3.1 Banco de dados

Para o exame das relações em curto e longo prazo da dinâmica industrial intrarregional do Nordeste brasileiro, utilizar-se-á informações

do Índice de Produção Industrial — Indústria Geral — (IPI) em nível estadual para Bahia, Pernambuco e Ceará, únicos estados dessa região com o indicador de produção industrial disponível; entre janeiro de 1995 e julho de 2013, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e vetores de correção de erros (VEC). O quadro a seguir apresenta uma síntese das variáveis utilizadas.

Quadro 1: Descrição das variáveis utilizadas.

Variável	Descrição	Fonte
LN_IPI_BA	Logaritmo natural do índice de produção industrial do estado da Bahia	IBGE
LN_IPI_PE	Logaritmo natural do índice de produção industrial do estado de Pernambuco	IBGE
LN_IPI_CE	Logaritmo natural do índice de produção industrial do estado do Ceará	IBGE

Fonte: Elaboração Própria

Com vistas a subsidiar a análise econométrica e levantar informações que possam contribuir para análises qualitativas dos resultados dos modelos propostos neste estudo, procedeu-se uma análise descritiva da dinâmica desses estados sob a ótica das exportações e importações. Inicialmente, analisou-se a composição das exportações e importações dessa região pela definição de fator agregado, qual seja: básico e industrializado. Os dados foram obtidos com a Secretaria de Comércio Exterior, do Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC). A Tabela 1 apresenta uma síntese dessas informações.

Em termos gerais, percebe-se uma participação majoritária de bens industriais nas composições de exportações e importações em todos os estados considerados, com o estado da Bahia apresentando a maior participação média de produtos da indústria em sua pauta de exportações, 80,7%, e Pernambuco com maior média de participação de industrializados nas importações, 88,74%.

Analisando a dinâmica evolutiva da indústria desses estados, percebe-se que no estado da Bahia, entre 1999 e 2013, a participação dos básicos nas exportações cresceu em média 3,32% a.a, enquanto que essa participação dos bens industrializados apresentou uma redução média de 0,58% a.a. Nas mesmas condições, avaliando as importações, os básicos recuaram em média 2,16% a.a, e os industrializados cresceram 0,72% a.a.

Considerando as exportações do estado de Pernambuco, as participações de básicos sofreram uma retração média anual na ordem de 2,09% a.a, já os produtos da indústria apresentaram expansão de 0,18% a.a. Em se tratando de importações, verifica-se que a participação dos básicos recuou 8,24% a.a, enquanto que a atuação dos bens industrializados cresceu em média 1% a.a.

Por fim, os dados revelam uma redução média anual da participação de básicos, da ordem de 4,45% a.a, e uma expansão dos industrializados em 2,07% a.a nas exportações do estado do Ceará. Já nas importações, os básicos apresentaram retração de 8,34% a.a e os industrializados cresceram, em média, 3,4% a.a. Ou seja, esses dados revelam que o Ceará apresentou as maiores evoluções médias, entre 1999 e 2013, das exportações e importações de bens industrializados.

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

Em termos gerais, considerando as exportações, percebe-se uma participação majoritária dos bens de consumo não duráveis e dos insumos industriais em Pernambuco (34,61% e 27,01%, respectivamente) e Ceará (58,72% e 32,64%, respectivamente); enquanto que, na Bahia, observa-se maior participação de insumos industriais, 58,68%, e combustíveis e lubrificantes, 15,72%. Vale ressaltar a importante participação de bens de capital nas exportações do estado de Pernambuco, 10,92%.

Considerando as importações, os três estados apresentaram maiores participações nos setores insumos industriais (Bahia, 34,53%; Pernambuco, 35,58%; Ceará, 42,10%), combustíveis e lubrificantes (Bahia, 24,19%; Pernambuco, 25,02%; Ceará, 19,47%) e bens de capital (Bahia, 16,58%; Pernambuco, 15,96%; Ceará, 18,07%).

Tabela 1 - Evolução da composição de exportações e importações por fator agregado nos estados do Nordeste do Brasil

ANO	Bahia				Pernambuco				Ceará			
	Exportações		Importações		Exportações		Importações		Exportações		Importações	
	Bas	Ind										
1999	12.26	85.85	29.07	70.93	9.84	87.53	18.65	81.35	42.04	56.12	48.27	51.73
2000	14.24	83.22	20.40	79.60	17.09	79.13	17.16	82.84	40.02	57.6	40.83	59.73
2001	16.00	81.44	15.51	84.49	18.33	79.62	9.91	90.09	32.14	65.61	28.12	71.88
2002	15.49	82.77	20.67	79.33	24.67	74.09	11.14	88.86	36.26	61.71	26.62	73.38
2003	17.44	81.21	24.53	75.47	28.29	70.6	14.78	85.22	33.42	65.53	32.12	67.88
2004	16.27	82.74	32.46	67.54	17.95	75.5	16.76	83.23	33.28	66.24	29.49	70.51
2005	19.91	79.02	23.93	76.07	16.98	77.15	13.21	86.79	31.74	67.52	16.81	83.19
2006	12.47	86.55	30.19	69.81	20.07	76.81	11.74	88.26	29.95	68.37	13.54	86.46
2007	14.72	84.19	27.85	72.15	22.39	73.56	10.44	89.56	27.55	70.47	16.34	83.66
2008	17.06	81.60	26.54	73.46	19.98	74.44	10.41	89.59	26.58	71.44	18.39	81.61
2009	23.29	75.48	25.69	74.31	14.23	81.65	9.75	90.25	33.52	64.85	13.05	86.95
2010	19.62	79.11	26.94	73.06	14.21	80.83	8.51	91.49	29.43	66.92	11.35	88.65
2011	24.23	74.63	22.95	77.05	13.84	78.78	6.42	93.58	32.69	64.52	21.54	78.46
2012	24.98	73.98	18.17	81.83	11.71	82.6	4.59	95.41	26.32	70.58	12.33	87.67
2013	20.18	78.72	21.03	78.97	7.19	89.96	5.42	94.58	21.56	76.58	13.81	86.19
Média	17.88	80.70	24.40	75.60	17.12	78.82	11.26	88.74	31.77	66.27	22.84	77.20
Δ% a.a.*	3.32	-0.58	-2.16	0.72	-2.09	0.18	-8.24	1.00	-4.45	2.07	-8.34	3.4

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do MDIC/Secex. Bas: Básicos e Ind: Industrializados * Δ% a.a. refere-se à taxa de crescimento médio anual da participação do referido setor entre 1999-2013 definida por: $\frac{[\ln(t_f) - \ln(t_0)] / T}{100}$, em que t_0 e t_f indicam a participação do setor no primeiro e último período da amostra, respectivamente, e $T = 15$.

Tabela 2 - Participação das exportações e importações dos estados do Nordeste por setores de contas nacionais (%)* (Média 1999 -2013)

		Bahia		Pernambuco		Ceará	
		Exp	Imp	Exp	Imp	Exp	Imp
BENS DE CAPITAL	Bens de capital	1.29	16.58	10.92	15.96	1.30	18.07
	Equipamentos de transporte de uso industrial	0.02	5.13	0.07	0.74	0.20	1.73
BENS INTERMEDIÁRIOS	Alimentos e bebidas destinadas à indústria	9.48	6.06	19.25	11.26	0.33	13.62
	Insumos industriais	58.68	34.53	27.01	35.58	32.64	42.10
	Peças e acessórios de equipamentos de transporte	2.11	2.08	2.26	1.35	0.73	0.95
BENS DE CONSUMO	Bens de consumo duráveis	7.19	10.68	0.24	1.44	2.07	1.06
	Bens de consumo não duráveis	4.12	1.43	34.61	8.67	58.72	3.43
COMBUSTÍVEIS	Combustíveis e lubrificantes	15.72	24.19	2.00	25.02	3.33	19.47

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da SECEX/MDIC. * Participação percentual em relação ao total de exportações e importações de cada estado. Utilizou-se a média dos anos 2006 a 2013.

Por fim, os dados da SECEX/MDIC revelam ainda que a indústria baiana se concentra no complexo petroquímico, um parque siderometalúrgico e, mais recentemente, a indústria automobilística. A indústria pernambucana atua predominantemente na produção de açúcares, derivados de algumas frutas e, mais recentemente e com maior valor agregado, no polo petroquímico e na produção de plataformas de perfuração para petróleo, setor que tem propiciado para esse estado a maior participação de bens de capital do Nordeste. Por fim, o estado do Ceará tem se destacado na produção de castanha de caju, couros, calçados e, mais recentemente, tem atuado na extração de óleo combustível.

3.2 Estratégia econométrica

Para a análise das repercussões em curto e longo prazo de um choque na atividade industrial em um contexto intrarregional para o Nordeste do Brasil, far-se-á uso da análise de cointegração multivariada nos moldes propostos por Johansen (1988).

Sob a ótica das relações econômicas, duas ou mais séries são ditas cointegradas se estas apresentam um comovimento ao longo do tempo e suas diferenças são 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 se mostra 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, $I(0)$, e o vetor que propicia essa série $I(0)$ é chamado de vetor de cointegração.

Portanto, quando as variáveis não são , 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 estacionados, de modo a tornar possível a estimação. Logo, se um vetor de variáveis apresenta um equilíbrio em longo prazo, isto é, são cointegradas, é possível encontrar uma combinação linear entre esse vetor e um vetor , denominado vetor de cointegração, de modo que os resíduos do sistema sejam estacionários. Em resumo, a cointegração existe se for possível encontrar variáveis , tal que seja

Em se verificando a cointegração entre as variáveis, faz-se uso de uma versão aprimorada dos vetores autorregressivos (VAR) de modo que os desvios em longo prazo sejam corrigidos a uma velocidade adequada, representada pelo vetor correção de erros ; 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 em curto e longo prazo das variáveis do sistema. O comportamento em longo prazo é representado pela matriz , que é uma combinação linear do vetor de correção de erros e do vetor de cointegração, isto é, , e a dinâmica curto prazo é representada pela matriz . Assim, nos moldes de Lütkepohl e Krätzig (2004), um VEC(p) pode ser representado como:

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

Em que o vetor Y_t inclui as variáveis de produção industrial, em logaritmos, dos estados da Bahia (LN_IPI_BA), Pernambuco (LN_IPI_PE) e Ceará (LN_IPI_CE).

Portanto, a estratégia econométrica inicial consiste na análise da ordem de integração das séries. Para tal, far-se-á uso dos 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 se utiliza o teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), cuja hipótese nula é a de estacionariedade. Caso as séries se mostrem 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 em 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 em curto prazo será realizada a partir do exame da decomposição de variância do erro de previsão e das funções de impulso resposta do modelo VAR estimada 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. Lutkepohl (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 à cada choque causado por uma variável sobre as demais. Já as relações de longo prazo serão extraídas a partir da análise dos vetores de cointegração.

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 a estimação de um VEC, de onde serão extraídas as repercussões em curto e longo prazo examinadas nesse trabalho.

4 Análise e discussão dos resultados

Para investigar as interações em curto e longo prazo da atividade industrial da região Nordeste do Brasil, 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 com as variáveis em nível e em primeira diferença e seus resultados constam na Tabela 3.

Os resultados obtidos mostram que todas as variáveis utilizadas no presente estudo mostram-se integradas de ordem um, ou seja, $I(1)$. Dizemos que uma série temporal é integrada de ordem d , sendo representada como $I(d)$, se a série é não estacionária, mas pode ser transformada em uma série estacionária após d diferenças.

Tabela 3: Resultados dos Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL		ADF	PP	KPSS
LN_IPI_BA	Nível	-0.40 [-0.90]	-2.15 [-2.87]	1.06 [0.46]
	Primeira diferença	-9.60* [-2.87]	-24.92* [-2.87]	0.04* [0.46]
LN_IPI_PE	Nível	0.03 [-2.87]	-1.85 [-2.87]	0.64 [0.46]
	Primeira diferença	-6.31* [-2.87]	-11.18* [-2.87]	0.03* [0.46]
LN_IPI_CE	Nível	-2.00 [-2.87]	-2.44 [-2.87]	0.95 [0.46]
	Primeira diferença	-4.30* [-2.87]	-18.87* [-2.87]	0.01* [0.46]

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos. 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 possuem raiz unitária, enquanto que no KPSS é a de que as séries são estacionárias. *Estacionária aos níveis usuais.

Após essa verificação, conduziu-se a 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 abaixo e apontam para a existência de um vetor de cointegração, ou relação em longo prazo, entre as variáveis propostas. Além disso, o Critério de Schwarz (CS) indicou dois como o número ótimo de defasagens do VAR; ou seja, o modelo em discussão será representado como VEC (2). As subseções seguintes discutem os resultados para as dinâmicas em curto e longo prazo.

Tabela 4: Testes de traço e de máximo autovalor

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Teste do Traço	Valor crítico Teste do Traço	Valor-p
Nenhum	0.17	52.68	29.79	0.00
No máximo 1	0.05	12.19	15.49	0.14
No máximo 2	0.00	0.14	3.84	0.70
Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística Máximo Autovalor	Valor crítico Máximo Autovalor	Valor-p
Nenhum	0.17	40.48	21.13	0.00
No máximo 1	0.05	12.05	14.26	0.10
No máximo 2	0.00	0.14	3.84	0.70

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

4.1 Dinâmica de curto prazo

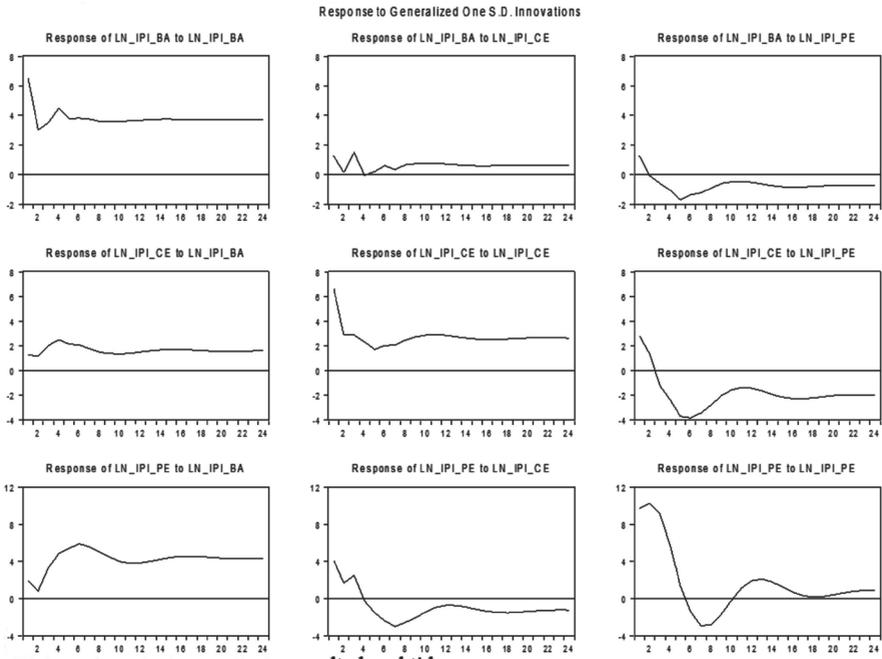
Os impactos em curto prazo da indústria da região Nordeste do Brasil serão examinados a partir das Funções de Impulso Resposta Generalizadas (FIR) e da Decomposição de Variância do Erro de Previsão (DV). A Figura 1 apresenta a os resultados das FIR. A primeira coluna de gráficos representa as respostas da indústria da BA, PE e CE a choques na produção industrial da Bahia; A segunda apresenta resultados equivalentes para impulsos industriais no estado do Ceará; e, por fim, a última coluna descreve as repercussões nos outros estados a partir dos choques industriais no estado de Pernambuco.

As evidências revelam que um choque na atividade industrial do estado da Bahia repercute positivamente sobre os demais estados. Para os choques na indústria cearense os resultados são positivos para o

estado da Bahia, porém, eles oscilam nos sete períodos iniciais; já as respostas de Pernambuco se mostram positivas até o quarto período, tornando-se negativas a partir daí. Por fim, choques na produção industrial de Pernambuco mostram resultados diferentes dos demais estados analisados, as respostas são positivas para a Bahia e Ceará nos primeiros períodos. Para o Ceará, a resposta é positiva até o terceiro período, tornando-se negativa a partir daí; enquanto que, na Bahia, percebem-se respostas negativas começando no segundo mês.

Com os resultados obtidos observou-se que para choques nas indústrias dos estados da Bahia e Ceará a resposta foi um maior efeito de espraiamento, ou seja, apresentaram impactos positivos. Já para choques na indústria de Pernambuco, as respostas parecem indicar a predominância do efeito retardamento. Esses resultados enfatizam os resultados de curto prazo obtidos por Arruda e Tatiwa (2014).

Figura 1: Funções de impulso - Respostas generalizadas



Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Dando continuidade à análise em curto prazo, foi realizada a análise da Decomposição da Variância do Erro de Previsão (DV). Em termos gerais, percebe-se uma fraca integração industrial entre os estados estudados.

A Tabela 5 apresenta a DV para o estado da Bahia. Os resultados indicam que, para previsões de cinco períodos à frente, a variância de seus erros de previsão é explicada em 11,13% pela dinâmica industrial de Pernambuco e em apenas 1,7% pela dinâmica industrial cearense, essas participações permanecem em média, para previsões de 24 períodos à frente, com 14,79% e 0,53% para Pernambuco e Ceará, respectivamente.

Tabela 5: Decomposição de variância – Bahia

Variável/Período	Ln (IPI_BA)	Ln (IPI_CE)	Ln (IPI_PE)
5	87.12	1.76	11.13
10	84.33	1.10	14.57
15	84.86	0.79	14.35
20	84.61	0.63	14.76
24	84.68	0.53	14.79

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Considerando o estado do Ceará, representado na Tabela 6, a variância dos erros de previsão, para cinco períodos à frente, é explicada em 39.51% e 13.67%, pela dinâmica dos estados de Pernambuco e Bahia, respectivamente. Ou seja, os erros de previsão do Ceará são explicados em maior parte pelo estado de Pernambuco e em menor expressão pelo estado da Bahia. Para a previsão de 24 períodos à frente, Pernambuco é responsável por 58,67% das variações na dinâmica industrial cearense, enquanto a indústria baiana impacta em 11,96%.

Tabela 6: Decomposição de Variância – Ceará

Variável/Período	Ln (IPI_CE)	Ln (IPI_BA)	Ln (IPI_PE)
5	46.82	13.67	39.51
10	32.07	11.77	56.16
15	31.70	12.01	56.29
20	29.79	11.96	58.24
24	29.37	11.96	58.67

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Por fim, a Tabela 7 destaca os resultados da DV para o estado de Pernambuco. As evidências indicam que, em um horizonte de cinco períodos à frente, a explicação dos erros de previsão é representada em 17,12% pela dinâmica industrial do estado da Bahia e 7,33% pela indústria cearense; a partir do décimo período, a magnitude desses valores tende a ser majorada. Para previsões de 24 períodos à frente, a indústria baiana é responsável por 48,17% enquanto que a dinâmica industrial cearense explica 15,93% das variações do erro de previsão da atividade industrial de Pernambuco.

Tabela 7: Decomposição de Variância – Pernambuco

Variável/Período	Ln (IPI_PE)	Ln (IPI_CE)	Ln (IPI_BA)
5	75.55	7.33	17.12
10	52.93	14.59	32.48
15	46.61	14.42	38.97
20	39.57	15.56	44.86
24	35.90	15.93	48.17

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados obtidos.

Em suma, os resultados em curto prazo fornecidos pela DV parecem indicar que: i) a indústria da Bahia parece apresentar o maior grau de independência em relação aos demais estados, resultado anteriormente destacado por Perobelli e Haddad (2006a); ii) a indústria

cearense mostra-se mais afetada pela de Pernambuco; iii) a dinâmica industrial de Pernambuco parece ter uma maior relação com a do estado da Bahia.

4.2 Dinâmica em longo prazo

As relações de longo prazo entre as produções industriais dos estados do Nordeste brasileiro foram examinadas a partir do vetor de cointegração estimado, e os resultados estão dispostos na Tabela 8. Deve-se observar que os valores dos coeficientes estimados estão normalizados para a variável em questão (indicada pela linha da tabela) e que os sinais deles devem ser interpretados de forma inversa. Em termos gerais, todos os coeficientes estimados se mostraram estatisticamente significantes aos níveis usuais.

Os resultados mostram que, majorando em 1% a produção industrial do estado da Bahia, a indústria de Pernambuco e Ceará se expandirá em 1,56% e 1,75%, respectivamente; ou seja, impactos positivos da indústria baiana sobre o Nordeste parecem permanecer em longo prazo e se mostram elásticos. Essas elasticidades corroboram os resultados de Arruda e Tatiwa (2014) e Perobelli e Haddad (2006a), que apontam que o estado da Bahia produz as maiores repercussões sobre os demais estados de sua região.

A mesma análise para o Ceará releva que a indústria baiana crescerá em 0,57% e a produção industrial pernambucana sofrerá retração de 0,89%, em resposta a um aumento de 1% da produção da indústria cearense. Ou seja, em longo prazo o estado do Ceará produz maiores efeitos de espraiamento sobre a Bahia e maiores efeitos retardamento sobre Pernambuco. Ou seja, apenas parte da evidência de Arruda e Tatiwa (2014) parece ser confirmada em longo prazo, já que a indústria cearense produz um efeito rival em relação à de Pernambuco. Essa rivalidade pode explicada pelo fato de que a indústria desses dois estados está bem concentrada em bens de consumo não duráveis, ver Tabela 2; ou seja, quando a atividade industrial de uma aumenta, a demanda por bens de consumo não duráveis da outra é reduzida ocasionando um efeito rival negativo.

Por fim, a relação em longo prazo para o estado de Pernambuco indica que um incremento de 1% em sua produção industrial tem como consequência um impacto positivo na indústria baiana da ordem de 0,64% e uma repercussão negativa na ordem de 1,12% na indústria do estado do Ceará. Isto é, em longo prazo, o estado de Pernambuco parece rivalizar apenas com o Ceará, mas parece contribuir para o crescimento da indústria baiana, contrariando a evidência em curto prazo observada em Arruda e Tatiwa (2014). A rivalidade entre Ceará e Pernambuco pode ser explicada como no parágrafo anterior, por meio da Tabela 2; já o espraiamento entre Bahia e Pernambuco justifica-se principalmente pela complementariedade dos polos petroquímicos de Camaçari e de Suape, fazendo com que o aumento da atividade industrial de um beneficie ao outro através do fornecimento de insumos industriais e dos efeitos de encadeamento.

Assim sendo, as evidências em longo prazo confirmam que o estado da Bahia apresenta os resultados positivos mais elásticos sobre as indústrias dos demais estados, em especial sobre o estado do Ceará. A indústria cearense apresenta impactos de longo prazo positivos para a indústria baiana e negativos para a indústria pernambucana. Já Pernambuco apresenta impacto positivo sobre o estado da Bahia e negativo e elástico sobre o Ceará.

Tabela 8: Relações de longo prazo – Vetor normalizado

Variável	Ln (IPI_BA)	Ln (IPI_CE)	Ln (IPI_PE)
Ln (IPI_BA)	1.00 (-)	-0.57* (-6.17)	-0.64* (-9.16)
Ln (IPI_CE)	-1.75* (-10.05)	1.00 (-)	1.12* (8.89)
Ln (IPI_PE)	-1.56* (-6.24)	0.89* (3.72)	1.00 (-)

Fonte: Elaboração própria a partir do modelo estimado. Valor da estatística *t* entre parêntesis. *Estatisticamente significante a 5%.

Em suma, os resultados obtidos confirmam a importância da indústria baiana na propagação de efeitos de espraiamento para toda a região Nordeste. Os estados do Ceará e de Pernambuco produzem efeitos de espraiamento em relação à Bahia, entretanto, produzem efeitos de retardamento entre si. Portanto, pode-se concluir que apenas parte das evidências em curto prazo encontradas por Arruda e Tatiwa (2014) se mantém em longo prazo. Assim, observa-se que o Nordeste brasileiro apresenta uma baixa integração industrial em longo prazo, já que apresenta, para alguns estados, um resultado positivo de transbordamento industrial e, para outros, um resultado de rivalidade inibindo, assim, o desenvolvimento da região. Vale ressaltar que estas evidências corroboram com os resultados de Perobelli et al. (2010).

5 Considerações finais

O presente estudo se pautou na análise das relações em curto e longo prazo da dinâmica industrial do Nordeste brasileiro com dados entre janeiro de 1995 e julho de 2013 e vetores de correção de erros (VEC).

Em termos gerais, a dinâmica em curto prazo via FIR parece corroborar com os achados de Arruda e Tatiwa (2014), quais sejam, que apreciações na atividade industrial de Bahia e Ceará apresentam repercussões positivas sobre os demais estados, indicando um maior efeito complementar ou de espraiamento. Todavia, se a majoração ocorrer em Pernambuco, as repercussões tendem a serem negativas, apontando para a predominância de efeitos de rivalidade, ou de retardamento.

Conclui-se, a partir da decomposição de variância dos erros de previsão, que: i) o estado da Bahia se mostra mais independente, em termos de atividade industrial, uma vez que suas variações são fracamente influenciadas pelos demais estados, corroborando com Perobelli e Haddad (2006a); ii) A dinâmica industrial do Ceará parece ser mais afetada, ainda que negativamente, pela indústria de Pernambuco; e iii)

As variações na indústria pernambucana se mostram mais associadas às variações da atividade industrial do estado da Bahia.

Por fim, as elasticidades em longo prazo indicam que: i) aumentos da ordem de 1% a produção industrial do estado da Bahia repercutem de forma positiva em 1,56% e 1,75% sobre os estados de Pernambuco e Ceará, respectivamente, revelando que a indústria baiana apresenta repercussões positivas e elásticas sobre os demais estados do Nordeste; ii) majorando-se em 1% a atividade industrial cearense, observam-se repercussões positivas na Bahia, 0,57%, e negativas em 0,89% sobre o estado de Pernambuco; e iii) nas mesmas condições, se o aumento ocorresse na produção industrial de Pernambuco, haveria uma retração elástica de 1,12% na indústria cearense e uma expansão de 0,64% na dinâmica industrial do estado da Bahia.

Assim, conclui-se que, de fato, o estado da Bahia é o responsável pela condução da atividade industrial da região Nordeste, uma vez que este produz as mais elásticas e mais persistentes repercussões sobre os demais. Por outro lado, as evidências para Pernambuco e Ceará parecem indicar efeitos positivos destes sobre a Bahia; ou seja, um maior espraiamento; e certa rivalidade entre eles, uma vez que as evidências em curto e longo prazo apontam nessa direção. Esses resultados podem ser justificados pelas especificidades de cada indústria e setores de atuação que produzem efeitos rivais entre Ceará e Pernambuco e efeitos de aglomeração entre esses estados e a Bahia.

Portanto, uma vez que o Nordeste brasileiro se mostra uma região com uma indústria ainda incipiente (PEROBELLI et al., 2010), políticas voltadas para a expansão da indústria do Nordeste 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 para atenuar os efeitos das desigualdades regionais existentes no Brasil.

Referências

- ARROW, K. J.. The economic implications of learning by doing. **Review of Economic Studies**. Oxford University Press, v. 29, n. 3, p. 155–173, jun. 1, 1962.
- ARRUDA, E. F.; TATIWA, R.. Dinâmica Intrarregional do Brasil: Quem dirige o crescimento industrial das regiões brasileiras? **Economia Aplicada**. Ribeirão Preto, v. 18, n. 2, p. 243-270, apr./june, 2014.
- BALDWIN, R. et al. **Economic Geography and Public Policy**. Princeton University Press, Princeton, 2003.
- CORRADO, L.; MARTIN, R. L.E.; WEEKS, M. Identifying and interpreting regional convergence clusters across Europe. **The Economic Journal**, New Jersey, v. 115, n.502, p. c133–c160, March 2005.
- CROMWELL, B. A.. Does California Drive the West? An Econometric Investigation of Regional Spillovers. **Economis Review Federal Reserve of San Francisco**, San Francisco- Calif., nº 2, p. 12-23, 1992.
- DIXON, R.; TRILWALL, A.A.. Model of Regional Growth-Rate Differences on Kaldorian Lines. **Oxford Economic Papers**, Oxford, v. 21, nº 2, July, 1975.
- EWING, B. T.. The response of the default risk premium to macroeconomic shocks. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Champaign, v. 43, nº 2, p. 261-272, Summer 2003.
- JOHANSEN, S.. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Columbia, Estados Unidos, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, Jun./Set., 1988.
- KALDOR, N.. The Case for Regional Policies. **Scottish Journal of Political Economy**, Aberdeen, 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**, [S.I.], v. 74, n. 1, p. 119–147, Sep. 1996.
- KRUGMAN, P. **Geography and Trade**. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

VENABLES, T.; KRUGMAN, P.. *Integration and the competitiveness of peripheral industry*. In: BLISS, C.; MACEDO, J. B. de (eds.) **Unity With Diversity in the European Economy: the community's southern frontier**. Cambridge University Press, Cambridge, 1990. p. 56-77.

_____. Globalization and the inequality of nations. **Quarterly Journal of Economics**. Oxford, v. 110, [S.I.], n. 4, p. 857-880, Nov., 1995.

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

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

MARSHALL, A.. **Principles of Economics**. 8th. ed. London: Macmillan, 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**, São Paulo, v. 36, nº 4, p. 833-866, Out./Dez. 2006a.

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

PEROBELLI, F. S. et al. 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**, Rio de Janeiro, v.40, n. 2, p. 281-325, ago. 2010.

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

PORTO, P. C. de. Mercosul regional development in Brazil: a gravity model approach. **Revista de Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 32, n. 1, jan./mar, 2002.

RICKMAN, D. S. Modern macroeconomics and regional economic modeling. **Journal of Regional Science**, Azores, v. 50, nº 1, p. 23–41, Feb. 2010.

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

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

TATIWA, R. F.; ARRUDA, E. F.. Dinâmica da atividade industrial brasileira e seus spillovers regionais e externos. In: Encontro Nacional de Economia, XXXIX, 2011, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: ANPEC, 2011.p.1-19.

WILLIAMSON, J. Regional inequality and the process of national development. **Economic Development and Cultural Change**, Chicago, v. 13, n. 4, Part 2, p. 1-84, jul. 1965.

Artigo recebido em: 10/03/2015

Aprovado em: 11/06/2015