

**SOFISTICAÇÃO DAS EXPORTAÇÕES, CRESCIMENTO ECONÔMICO E  
CONVERGÊNCIA DE RENDA NOS ESTADOS BRASILEIROS ENTRE 2016 E 2019\***

**Thiago Fernandes Ladeira**

Assessor Técnico na Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG). Mestre em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
E-mail: [thiago.ladeira@epamig.br](mailto:thiago.ladeira@epamig.br)

**Leonardo Chaves Borges Cardoso**

Professor adjunto no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV)  
E-mail: [leonardocardoso@ufv.br](mailto:leonardocardoso@ufv.br)

**RESUMO:** O presente trabalho propõe analisar a dinâmica da renda real média por trabalhador dos estados brasileiros conjuntamente com a evolução de determinantes do crescimento econômico selecionados, com destaque para o papel da sofisticação produtiva, a fim de investigar as hipóteses de convergência de renda e efeito positivo da sofisticação para o crescimento. Para tanto, a mensuração de indicadores de sofisticação das exportações estaduais brasileiras e a sua utilização em equações de crescimento econômico e convergência de renda servirão aos objetivos propostos. Utilizando métodos de econometria espacial, os resultados apontaram para a existência de processo de convergência de renda quando controlado para outros fatores de determinação do crescimento do produto, além da renda inicial. Com uma velocidade de convergência de renda relativamente baixa, cujo período de meia-vida não excede sete décadas, o referido processo tem permitido reduzir apenas lentamente as disparidades sociais e econômicas entre os estados brasileiros. Adicionalmente, as medidas de sofisticação das exportações utilizadas no trabalho mostraram-se estatisticamente significantes e com o sinal esperado, implicando em efeito positivo da sofisticação dos produtos exportados por cada estado para a sua respectiva taxa de crescimento da renda média por trabalhador.

**Palavras-chave:** Sofisticação das exportações; Convergência; Crescimento.

**Classificação JEL:** F1; O1; R1.

**EXPORTS SOPHISTICATION, ECONOMIC GROWTH AND INCOME CONVERGENCE  
IN BRAZILIAN STATES BETWEEN 2016 AND 2019**

**ABSTRACT:** This paper proposes to analyze the real average per worker income dynamics of the Brazilian states together with the evolution of selected determinants of economic growth, with emphasis on the role of productive sophistication, in order to investigate the hypothesis of income convergence and positive effects of sophistication for growth. Therefore, the measurement of sophistication indicators of Brazilian state exports and their use in equations of economic growth and income convergence will serve the proposed objectives. Using spatial econometric methods, the results pointed to the existence of an income convergence process when controlled for other factors determining product growth, in addition to the initial income. With a relatively high rate of convergence of income, whose half-life does not exceed ten years. This process allows only slowly reducing the social and economic disparities between the Brazilian states. In addition, the measures of sophistication of the exports used in the work were statistically significant and with the expected signal, implying a positive effect of the sophistication of the products exported by each state to their respective average per worker income growth rate.

**Keywords:** Exports sophistication; Convergence; Growth.

**JEL Codes:** F1; O1; R1.

## 1. Introdução

Países se tornam o que eles produzem (HAUSMANN et al., 2007, p. 2, tradução nossa). É sob este imperativo que a atual abordagem da sofisticação produtiva busca compreender as intrincadas relações que se dão entre a estrutura de produção, o crescimento econômico e o desenvolvimento de países e regiões.

Neste sentido, novas investidas na agenda de pesquisa econômica têm buscado relacionar diretamente o desempenho produtivo em termos da sofisticação dos produtos de exportação com as condições materiais da população, em contraposição às ideias presentes na economia desde os primórdios do liberalismo econômico, segundo as quais cada região deve preferir a especialização à diversificação. Sendo essa especialização produtiva determinada pelos ganhos de comércio em Smith, vantagens comparativas para Ricardo, ou abundância de recursos produtivos nos modelos Heckscher-Ohlin.

Apesar de não constituir matéria genuinamente pioneira, objeções recentes ao pensamento liberal têm apontado para uma correlação efetiva entre a estrutura produtiva e certos indicadores de desenvolvimento social e econômico da população, no que se destacam o nível de renda *per capita* e a disparidade de sua distribuição (HARTMANN et al., 2016, 2017).

Com efeito, autores de afiliação estruturalista já se ocupavam das reflexões sobre industrialização e desenvolvimento econômico desde a primeira metade do século passado, discutindo as relações existentes entre a transformação estrutural da economia, o desempenho econômico subsequente e a participação do Estado neste processo (LEWIS, 1954; ROSENSTEIN-RODAN, 1943).

Entretanto, o simples conhecimento da relação entre industrialização e crescimento econômico não responde de forma automática se este fenômeno é capaz de promover distribuição de renda ou dirimir concentrações pré-existentes. Kuznets (1955), em seu trabalho seminal sobre industrialização e desigualdade, postulou que, em seus primeiros estágios de desenvolvimento, a industrialização promove uma desigualdade crescente de renda até determinado ponto onde a mesma estabiliza-se e passa, então, a apresentar trajetória declinante nas etapas mais maduras do processo; trata-se da famosa curva de desigualdade em formato de “U” invertido.

Contudo, Fajnzylber (1990) pondera que este processo pode não seguir uma trajetória inequívoca tal como disposta na hipótese de Kuznets. Para o autor, nações atrasadas padecem de uma relativa incapacidade de assimilar o progresso técnico gerado nos países centrais, dificultando, com isso, o caminho da transformação estrutural de um setor arcaico e agrícola para uma matriz industrial avançada, com uma possível descompressão de disparidades econômicas e sociais.

No caso brasileiro, somam-se ao atraso econômico em relação aos países desenvolvidos, flagrantes desigualdades regionais que tornam o país um mosaico de condições materiais e humanas das mais diversas. Se ao final do século XX, as regiões sul e sudeste apresentavam dados de participação no PIB da ordem de 80%, as regiões Norte e Nordeste combinadas contribuíam com apenas 17% (NASSER, 2000).

Diante disso, a indagação dos motivos que levaram a um quadro econômico tão desproporcional, bem como se existe alguma tendência de arrefecimento dessas desigualdades no longo prazo, constitui tema relevante para os estudos regionais brasileiros.

Com esse intuito, o presente trabalho, partindo da estimação de regressões para dados em painel dinâmico do tipo *cross-country*, intenta: i) empregar técnicas econométricas espaciais para mensurar o impacto da sofisticação das exportações sobre o crescimento econômico de longo prazo; e ii) verificar a presença de processo de convergência de renda por trabalhador em curso, com conseqüente redução das desigualdades regionais de renda, fazendo uso, em ambos os casos, de variáveis de controle usuais na literatura, com destaque para indicadores de sofisticação produtiva.

Como contribuição, serão oferecidas evidências para o entendimento da dinâmica das interações locais de indicadores de sofisticação de exportações e sua participação, junto a outros determinantes do crescimento, na trajetória das taxas de expansão do produto por trabalhador quando são consideradas as 27 unidades da federação, permitindo, com isso, a elaboração de

intuições e diagnósticos a respeito da importância da estrutura produtiva para a prosperidade econômica.

Para tanto, além desta breve introdução, a pesquisa é composta das seguintes seções: i) referencial teórico abrangendo os temas do crescimento econômico e sua relação com a dinâmica da desigualdade social, além da abordagem da sofisticação produtiva como tentativa de mensurar a intensidade tecnológica de produtos de exportação; ii) revisão de literatura empírica no que tange às evidências do papel desempenhado pela estrutura produtiva no processo de desenvolvimento e; iii) metodologia que apresenta o modelo teórico ajustado para comportar o indicador de sofisticação na equação de convergência, além das fontes dos dados utilizados e suas estatísticas descritivas. Na sequência, são expostos os resultados e as discussões cabíveis para que, então, alguns apontamentos sejam considerados à guisa de conclusão.

## **2. Referencial teórico**

Tendo em vista a amplitude das análises que cercam as temáticas do crescimento econômico, suas interações com a transformação das estruturas produtivas e o desenvolvimento socioeconômico, seja em seus desenvolvimentos precedentes, seja em seu estágio presente, segue, nesta seção, uma sucinta recapitulação das principais investigações do tema, com a finalidade de estabelecer um encadeamento lógico e temporal dos trabalhos que permitem contextualizar o conjunto de questões que serão levadas a exame.

### *2.1 A relação entre crescimento e desigualdade*

Atualmente, a contribuição atribuída à acumulação de capital físico e humano para o processo de crescimento da renda ocupa posição central na literatura econômica. Contudo, para os teóricos do desenvolvimento, o progresso social não pode prescindir da mudança estrutural que caracterizou o processo de industrialização nos países avançados (HIRSCHMAN, 1958; MYRDAL, 1957; NURKSE, 1957; PERROUX, 1967; ROSENSTEIN-RODAN, 1943).

O debate que envolve o processo de desconcentração de renda em concomitância com o crescimento econômico tem suas raízes em Kuznets (1955). Para este autor, forças distintas caracterizam o comportamento da desigualdade no decurso do crescimento. Pelo lado da poupança, elemento indispensável ao investimento, somente as classes mais ricas têm capacidade de poupar e, com isso, auferir rendas financeiras sobre o recurso poupado, agravando as condições de repartição da renda. Por outro lado, nos estágios limiares de industrialização, a discrepância na distribuição de renda entre e intra setores produtivos pode apresentar diferentes tendências conforme os deslocamentos iniciais da atividade econômica do setor agrícola para o industrial vão ocorrendo.

Em consequência, essas observações levaram Kuznets (1955) à formalização da já citada hipótese do “U invertido” para a relação entre crescimento econômico e distribuição de renda, no sentido de que a concentração de renda tende a se elevar nos estágios iniciais de industrialização. Dado que ainda que persista uma inequidade mais ampla no interior do setor não agrícola, o aumento generalizado de rendimentos desse setor em comparação com o setor agrário reduz sistematicamente a desigualdade geral da economia.

De forma similar, Fajnzylber (1990) aponta que a modernização, tanto da agricultura quanto do setor industrial, age no sentido de equalizar produtividades relativas, fazendo com que as desigualdades esmoreçam entre os setores e no interior deles. Depois de atingidas condições razoáveis de equidade de renda, estas condições estimulam o crescimento pela via de criação de um padrão de consumo compatível com uma taxa mais elevada e eficiente de investimento produtivo (FAJNZYLBER, 1990).

Considerando que as transformações estruturais repercutem positivamente também sobre o setor exportador e dado ser o setor externo um dos vetores do crescimento econômico, principalmente de nações em vias de desenvolvimento, um resultado esperado desse circuito

virtuoso entre o aprimoramento tecnológico das exportações e a expansão do produto é uma possível correlação direta entre essas variáveis.

Neste sentido, diversos trabalhos têm evidenciado que as vantagens do comércio internacional advêm principalmente do aprimoramento tecnológico dos produtos exportados quando comparado com o simples incremento de preços e quantidades (HAUSMANN et al., 2007; MINONDO, 2010; RODRIK, 2006). Em outro estudo, cujo objetivo foi definir os determinantes do aprimoramento tecnológico das exportações, Zhu e Fu (2013) consideraram a teoria Heckscher-Ohlin do comércio internacional que pressupõe que um país exporta mercadorias para as quais a dotação relativa de fatores permite operar com custos relativos de produção inferiores.

Além disso, assumindo a existência de dois setores na economia, um tradicional (terra-intensivo) e outro moderno (capital-intensivo), a resolução do modelo pressupõe uma especialização produtiva na direção do fator de produção mais abundantemente disponível. Em outras palavras, em situações de comércio internacional, uma vocação agrícola surgiria naturalmente para os países tecnologicamente atrasados e com grande quantidade de terra disponível para exploração econômica.

Os resultados encontrados pelos autores indicam que incrementos positivos na razão capital-trabalho favorecem o aprimoramento da sofisticação produtiva das exportações, pelo menos em países de renda média ou alta. Por outro lado, valores elevados da relação terra-trabalho impactam negativamente a sofisticação das exportações.

## 2.2 Os indicadores de sofisticação produtiva

Medir com eficiência o nível de sofisticação tecnológica de produtos tem sido um desafio considerável para estudiosos do tema. Partindo do trabalho de Michaely (1984), o pressuposto elementar presente neste trabalho e em pesquisas posteriores considera que a sofisticação de um bem corresponde a uma média ponderada da renda real *per capita* dos países que o exportam. Nesse sentido, assume-se que bens de alta (baixa) sofisticação são produzidos, majoritariamente, em países de renda média elevada (reduzida). Sendo assim, a ponderação a ser atribuída a cada bem específico consiste no peso que o produto considerado representa nas exportações totais do país. Ou seja, o indicador de sofisticação proposto por Michaely (1984, *apud* HUBER, 2017) assume a seguinte forma:

$$mic^k = \sum_j Y_j \underbrace{\left( \frac{x_{jk}}{\sum_j X_{jk}} \right)}_{\psi_k} \quad (1)$$

onde  $Y_j$  representa a renda média *per capita* do país  $j$ ,  $x_{jk}$  é o valor real das exportações do bem  $k$  pelo país  $j$  e  $\sum_j X_{jk}$  corresponde ao somatório do valor real de todas as exportações do país  $j$ . Diante disso, conforme a oferta internacional de um dado bem se concentra nas exportações de países desenvolvidos (alta renda *per capita*), o termo de ponderação  $\psi_k$  tende à unidade e, com isso, o indicador de sofisticação atribuído se eleva.

Por outro lado, caso a mercadoria seja produzida de forma dispersa entre países avançados e em desenvolvimento, o somatório das rendas *per capita* ponderadas resultará em valores intermediários. Por fim, a oferta de bens concentrada em países subdesenvolvidos (baixa renda *per capita*) significa mercadorias com baixo índice de sofisticação.

Contudo, o indicador se mostra sensível ao tamanho relativo dos países considerados em seu cômputo (HAUSMANN et al., 2007; HUBER, 2017). No intuito de reduzir as distorções próprias do indicador de Michaely (1984), Hausmann et al. (2007) propuseram a ponderação da renda *per capita* utilizando o cálculo da Vantagem Comparativa Revelada (RCA, na sigla em inglês), dando origem ao indicador de sofisticação “*PRODY<sub>K</sub>*”:

$$PRODY_k = \sum_j \left( \frac{\frac{x_{jk}}{\bar{X}_j}}{\underbrace{\sum_j \left( \frac{x_{jk}}{\bar{X}_j} \right)}_{\omega_k}} \right) Y_j \quad (2)$$

Essa forma preserva a ideia de ponderar a renda média *per capita* pela participação relativa de cada país  $j$  na oferta do bem  $k$  na determinação do índice de sofisticação do produto. Todavia, o termo de ponderação  $\omega_k$  expressa a *RCA* do país  $j$ , o que “assegura que o tamanho do país não distorce o [nosso] ranking de produtos” (HAUSMANN et al., 2007, p. 10, tradução nossa).

Adicionalmente, o nível de produtividade geral associado à pauta de exportação de um dado país, pode ser definido como uma média ponderada do indicador “ $PRODY_k$ ”, ou seja:

$$EXPY_{jt} = \sum_k \frac{x_{jkt}}{X_{jt}} \cdot PRODY_k \quad (3)$$

em que  $(\sum_k \frac{x_{jkt}}{X_{jt}})$  representa o valor da participação dos produtos nas exportações totais em um determinado período de tempo.

A propósito, dado que o componente distintivo do presente estudo vem a ser a adaptação da metodologia apresentada, em cujo desenvolvimento mirou, *a priori*, casos que tratam de nações como um todo, para adequação do método aos objetivos propostos, nos pontos onde a discussão precedente se refere a “país”, assumiu-se que toda a lógica apresentada é aplicável no nível subnacional. Com isso, pode-se supor que a metodologia de cálculo do indicador deveria levar em conta o comércio interno, isto é, considerar, também, as vendas interestaduais no cômputo das variáveis de sofisticação, principalmente em razão de prováveis heterogeneidades efetivas entre as unidades avaliadas. Desta maneira, com a intenção de apreender, caso haja, o efeito completo decorrente da variação da sofisticação produtiva de um estado para outro, a abordagem assumida para caracterizar as exportações estaduais em sentido amplo (ou seja, comércio internacional e interestadual) está relatada a seguir.

Em princípio, sendo a nota fiscal o principal documento de formalização de operações comerciais de venda de bens e serviços no Brasil, o advento recente da nota fiscal eletrônica (NF-e), bem como a publicação de seus respectivos registros em plataformas de consultas, têm permitido a construção de bases de dados com bom nível de informações sobre produtos, natureza da operação, destino das mercadorias, entre outros aspectos relevantes. Na prática, o acesso a esses e outros dados pode ser feito junto ao Sistema Público de Escrituração Digital (SPED), hospedado e gerido pela Receita Federal do Brasil (RFB)<sup>1</sup>. Contudo, tal sistema padece de algumas limitações. A primeira refere-se ao reduzido período de disponibilização dos dados. Ao que tudo indica, as séries temporais estão acessíveis apenas a partir de 2016, e esse fato explica o lapso temporal analisado neste artigo. Além disso, os arquivos estão estruturados, separadamente, por Código Fiscal da Operação (CFOP) e Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM – 8 posições), marcadores que identificam a natureza da operação (interna, interestadual, compra, devolução, etc.) e o bem ou serviço transacionado, respectivamente.

Com isso, as caracterizações dos produtos e seus destinos não podem ser diretamente observadas. Para contornar tal dificuldade, adotou-se o procedimento seguinte: de posse das bases de NF-e’s segregadas por CFOP’s, foi possível determinar a proporção de valores destinados ao comércio interestadual de mercadorias produzidas em uma dada Unidade da Federação (UF). Na sequência, o resultado da multiplicação, de forma linear, dessa percentagem pelos valores referentes aos registros de notas fiscais desagregados por NCM foi utilizado como estimativa das operações

<sup>1</sup> Disponível em: <<http://sped.rfb.gov.br/>>.

interestaduais para cada mercadoria identificada por seu código próprio. Por último, o somatório dessas estimativas com os dados oficiais de comércio internacional dos estados conformou a estrutura de dados necessária para que fossem levadas em consideração as operações interestaduais no cálculo dos indicadores de sofisticação das exportações.

### 2.3 A transformação produtiva e o desenvolvimento econômico

As teorias tradicionais do crescimento econômico e do comércio internacional pouco consideraram o padrão de especialização produtiva e as restrições tecnológicas como um obstáculo analítico (HECKSCHER, 1919; OHLIN, 1952; RICARDO, 1983; SMITH, 1983). Em decorrência disso, os ganhos advindos da especialização comercial orientada pela dotação relativa de fatores de produção, além do acesso irrestrito à melhor prática tecnológica disponível, proporcionaria aos países atrasados as condições necessárias para o desenvolvimento observado nos países centrais. Consequentemente, ao restringir a oferta internacional de bens e serviços àqueles intensivos em mão de obra e recursos naturais, países subdesenvolvidos alcançariam a prosperidade econômica por mera pressuposição de atendimento ao princípio da eficiência.

Por outro lado, países abundantes em capital (físico e humano), tais como os países hoje avançados, deveriam concentrar sua produção em mercadorias e serviços intensivos neste tipo de fator, tais como produtos industriais sofisticados. No entanto, ao negligenciar a importância do tipo de mercadoria exportada para o desempenho econômico geral, pode ser perdido um valioso fundamento para a causa da desigualdade de renda entre países e regiões (HAUSMANN et al., 2007).

Em face do exposto, este trabalho buscará, em associação com abordagens de mensuração da intensidade tecnológica de mercadorias, preencher a lacuna que persiste sobre a função da sofisticação produtiva no desempenho econômico, buscando avançar no entendimento dos determinantes do crescimento e das desigualdades regionais.

## 3. Revisão de literatura

Pesquisas relacionadas a processos de convergência de renda nos estados brasileiros podem ser encontradas, por exemplo, em Azzoni (2001), Ferreira e Diniz (1995), Gondim, Barreto e Carvalho (2007) e Zini (1998). No geral, os resultados encontrados apontam para a não rejeição da hipótese de  $\beta$ -convergência<sup>2</sup>, seja ela incondicional ou controlada para determinantes específicos do crescimento. As razões apontadas para a aparente redução das desigualdades regionais vão desde a universalização das obras de infraestrutura (FERREIRA; DINIZ, 1995) até a reversão de processos migratórios e de desconcentração da atividade industrial no estado de São Paulo (DINIZ, 2017).

No que se refere à experiência internacional, destacam-se o trabalho de Barro e Sala-i-Martin (1991) sobre a convergência de rendas estaduais para os Estados Unidos, com os autores indicando a existência de evidências a favor da convergência condicional.

Em outro estudo regional contemplando, por sua vez, a economia chinesa, Chen e Fleisher (1996) apresentam evidências a favor de um processo de convergência condicional entre as províncias chinesas quando controlado para, além das bem conhecidas acumulações de capital físico e humano, o investimento estrangeiro direto e a localização costeira.

Ainda que abrangentes, as investigações precedentes não levaram em consideração o papel desempenhado pela sofisticação produtiva na dinâmica do crescimento econômico para o caso brasileiro. Entretanto, Jarreau e Poncet (2012), no contexto das províncias chinesas, investigaram, *inter alia*, como a sofisticação das exportações afeta o crescimento econômico regional em equações de convergência considerando o mensurador *EXPY* (HAUSMANN et al., 2007) como covariável. Sob a hipótese de que regiões que produzem bens mais sofisticados tendem a crescer

<sup>2</sup> Conforme definido por Barro e Sala-i-martin (1995) como sendo o processo pelo qual regiões mais pobres tendem a crescer mais rápido que regiões ricas de forma que as regiões pobres tendem a alcançar as regiões mais ricas em termos de produto *per capita*.

mais rápido, os autores encontraram evidências que suportam a participação positiva da densidade tecnológica dos bens de exportação para o crescimento econômico subsequente.

#### 4. Metodologia

A presente pesquisa tem como suporte teórico um modelo analítico semelhante ao proposto por Hausmann et al. (2007) que intenta determinar como a trajetória temporal do padrão de especialização produtiva afeta a dinâmica de crescimento do produto em função desta especialização, não só pelo papel desempenhado pelas forças das vantagens comparativas locais, mas também pelo processo de descobrimento da estrutura de custos de novos negócios que redundam em aumentos de sofisticação produtiva.

Além desses autores, Jarreau e Poncet (2012) e Poncet e Waldemar (2013) propuseram equações de crescimento controladas por variáveis explanatórias de uso frequente na literatura em associação com a evolução de indicadores de sofisticação e complexidade econômica. O modelo apresentado pelos autores permite testar se regiões que experimentam aprimoramentos produtivos no sentido de ofertar no comércio mundial mercadorias com uso progressivamente maior de intensidade tecnológica tendem a crescer mais rápido e sustentar níveis mais elevados de renda *per capita* que regiões menos avançadas dentro desta perspectiva (JARREAU; PONCET, 2012).

Para além disso, dado que esta pesquisa aborda o comportamento de unidades geográficas com potenciais interações espaciais, far-se-á uso da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), bem como de modelagem econométrica adequada para este fim, na intenção de levar em consideração possíveis interferências relacionadas aos efeitos da dependência e das heterogeneidades espaciais. De fato, este é o apelo das técnicas de AEDE e econometria espacial, em oposição aos métodos econométricos habituais (MONTENEGRO et al., 2014).

Em resumo, a AEDE permite, a partir da escolha apropriada de uma matriz  $W$  de ponderação, dar tratamento estatístico a agrupamentos geograficamente distribuídos com a finalidade de reconhecer padrões (*clusters*) ou eventos espaciais discrepantes (*outliers*) (ALMEIDA, 2012). Para tanto, o critério de seleção da Matriz  $W$  deve tomar por base aquela que represente de forma mais precisa as interações espaciais que se pretende avaliar, configurando, muitas vezes, uma estratégia de tentativa e erro (ANSELIN, 1988). Entretanto, conforme Montenegro *et al.* (2014), tal escolha recai frequentemente sobre uma matriz de vizinhança geográfica do tipo torre ou “*rook*”, isto é:

Considerando  $w_{i,j}$  a grandeza do peso espacial e  $l_{i,j}$  a extensão da fronteira entre duas unidades geográficas  $i$  e  $j$ :

$$w_{i,j} = \begin{cases} 1, & l_{i,j} > 0 \\ 0, & l_{i,j} = 0 \end{cases} \quad (4)$$

Assumindo  $w_{i,i} = 0$  para todo  $i = 1, \dots, n$ , tem-se, como exemplo, que:

$$W = \begin{pmatrix} 0 & w_{i,j} & w_{i,k} \\ w_{j,i} & 0 & w_{j,k} \\ w_{k,i} & w_{k,j} & 0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad (5)$$

Neste sentido, uma matriz de contiguidade  $W$  das 27 unidades da federação deve ser construída para poder ser utilizada na estimação de modelos espaciais. Habitualmente, esses modelos assumem ora o tipo auto-regressivo (modelos *Spatial lag-SAR*), ora o modelo de erros espaciais (*Spatial error-SEM*), como é praxe em investigações desta natureza (ALMEIDA, 2012).

No sentido de assegurar a correta especificação do modelo frente à alternativa dos modelos de erros espaciais, foram seguidos os critérios técnicos cumulativos no que diz respeito aos resultados

dos testes de Multiplicadores de Lagrange (LM tests) para dependência espacial<sup>3</sup>. Sendo assim, quando da apresentação dos resultados apurados em seção específica para este propósito, far-se-á uso destes parâmetros, à luz dos valores obtidos nos testes LM, para determinação do modelo de trabalho e análise.

**Tabela 1 - Critérios para seleção do modelo espacial**

Critérios	Nível de significância	Significativo	Não significativo	Modelo
(I)	LM SAR > LM SEM	LM SAR (robusto)	LM SEM (robusto)	SAR
(II)	LM SEM > LM SAR	LM SEM (robusto)	LM SAR (robusto)	SEM

Fonte: Shehata e Mickael (2012).

#### 4.1 O modelo espacial em painel dinâmico

Para analisar as possíveis relações existentes entre crescimento econômico, convergência de renda e sofisticação produtiva dos estados brasileiros, a estratégia adotada consistiu em performar um modelo espacial em painel dinâmico. Contudo, levando em conta que, assim como na econometria de séries temporais, para dados históricos espaciais pode existir a possibilidade de os mesmos serem modelados na forma de estruturas de médias móveis, como os já mencionados modelos SEM, para certificar a adequação do modelo escolhido, será feito o uso de testes estatísticos e diagnósticos apropriados para esta tarefa.

Dito isto, a especificação básica do modelo espacial em painel dinâmico, que se caracteriza pela incorporação entre suas variáveis explicativas do termo dependente espacialmente defasado, segue o formato:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \rho W y_t + X_t \beta + n_i + v_t \quad (6)$$

sendo que  $\rho$  representa o parâmetro de defasagem auto-regressiva,  $W y_t$  é o vetor da variável de resposta espacialmente defasada,  $X_t$  e  $\beta$  correspondem à matriz de regressores e o respectivo vetor de parâmetros; por fim,  $n_i$  corresponde aos efeitos individuais não observáveis e  $v_t$  é o termo de erro de predição.

Com o intento de corrigir possíveis endogeneidades causadas pela presença de efeitos fixos individuais e em atenção a problemas relacionados à dependência espacial da variável dependente defasada, será utilizado o estimador denominado *Spatial System-GMM* (ARELLANO, BOVER, 1995; BLUNDELL, BOND, 1998; JACOBS et al., 2009; KUKENOVA, MONTEIRO, 2009) ajustado para que permita, mesmo na presença de raízes unitárias, instrumentalizar adequadamente as variáveis independentes do modelo ao utilizar diferenças defasadas como instrumento da equação em nível, ao mesmo tempo em que a equação diferenciada é instrumentalizada pela série defasada, reduzindo consideravelmente o viés do parâmetro espacial defasado e tem sido a escolha deliberada de estudiosos como Zheng et al. (2013).

Para clareza de exposição dos procedimentos de apuração do estimador, suponha um processo AR(1) similar à equação (6):

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + n_i + v_{i,t} \quad (7)$$

sendo:  $|\alpha| < 1$ ,  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 2, \dots, T$ .

Considere, ainda, as imposições de momento que seguem:

$$E(n_i) = 0 \quad E(v_{i,t}) = 0 \quad E(n_i v_{i,t}) = 0 \quad (8)$$

<sup>3</sup> Para uma descrição detalhada, ver Haining (1993) e Anselin (2013).



Admitindo ausência de autocorrelação serial dos termos de erro:

$$E(v_{i,t}v_{i,s}) = 0 \quad (9)$$

$\forall i = 1, \dots, N$  e  $s \neq t$ . A condição pré-definida de  $y_{i,1}$  é:

$$E(y_{i,1}v_{i,t}) = 0 \quad (10)$$

$\forall i = 1, \dots, N$  e  $t = 3, \dots, T$ .

A endogeneidade latente de variáveis explanatórias pode ser tratada utilizando regressores defasados (no mínimo em dois períodos) como instrumentos das equações em primeira diferença. Para a estimação do parâmetro  $\alpha$ , são necessárias  $m$  restrições de momento para uma amostra  $T$ , de tal forma que  $m = 0,5(T - 2)(T - 1)$  (BLUNDELL; BOND, 1998):

$$E(y_{i,t-s}\Delta v_{i,t}) = 0 \quad (11)$$

$\forall t = 3, \dots, T$  e  $s \geq 2$ . Em termos matriciais, para (11), tem-se:

$$E(Z'_i\Delta v_i) = 0 \quad (12)$$

e  $Z_i$  corresponde a uma matriz de instrumentos de tamanho  $(T - 2) \times m$ ,

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} \quad (13)$$

e  $\Delta v_i$  é o vetor  $(T - 2) \times 1$ :

$$\Delta v_i = (\Delta v_{i,3}, \Delta v_{i,4}, \dots, \Delta v_{i,T})' \quad (14)$$

Neste ponto, o estimador análogo, denominado *DIFF-GMM*, pode ser calculado por meio da minimização da norma  $\Delta v'Z\omega Z'\Delta v$ , em que  $Z$  é a matriz  $M \times N(T - 2)$  dada por  $[Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N]$ ;  $\omega$  é uma matriz de ponderação e  $\Delta v = [\Delta v'_1, \Delta v'_2, \dots, \Delta v'_N]$ , de dimensões  $N(T - 2) \times 1$ . A condição necessária para um estimador consistente exige um valor razoavelmente grande de  $N$  e um valor fixo de  $T$ . No caso em estudo,  $N = 27$  e  $T = 12$ .

Constatada a instrumentalização fraca de níveis defasados com efeito persistente, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Blond (1998) impuseram a seguinte restrição de momento adicional:

$$E(n_i\Delta y_{i,2}) = 0, \forall i = 1, \dots, N \quad (15)$$

Isso assegura a estacionariedade da série nos primeiros momentos de  $y_{i,t}$ . Tomando de (7) a (11) e (15) adicionam-se  $T - 2$  restrições de momento:

$$E(\mu_i\Delta y_{i,t-1}) = 0 \quad (16)$$

para todo  $i = 1, \dots, N$  e  $t = 3, 4, \dots, T$ .

Assim sendo, o estimador *SYS-GMM* utiliza diferenças defasadas como instrumento para equações em nível e níveis defasados para equações em primeira diferença. Prescindindo, dessa forma, da necessidade de instrumentos exógenos diante da instrumentalização fraca dos níveis defasados para as variáveis independentes, dando origem à seguinte matriz de instrumentos:

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

para  $Z_i$  definida conforme (13). Matricialmente:

$$E(Z_i^+ \mu_i^+) = 0 \quad (18)$$

em que  $\mu_i^+ = (\Delta v_{i,3}, \dots, \Delta v_{i,T}, v_{i,3}, \dots, v_{i,T})'$ .

Amparado no conteúdo exposto, o esforço de análise empírica seguirá o modelo a seguir:

$$\begin{aligned} cresc_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1(cresc_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(pibpt_{i,t-1}) + \beta_3 \sum_{j=1}^N (W_{i,j} cresc_{j,t}) \\ & + \beta_4 \ln(sophist_{i,t}) + \beta_5 \ln(n_{i,t}) + \beta_6 \ln(hc_{i,t}) + \beta_7(invest_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (19)$$

onde, considerando que, à exceção das variáveis *cresc* e *n*, todas as variáveis estão expressas na forma de logaritmos naturais de seus respectivos níveis, sendo que  $cresc_{i,t}$  representa o crescimento do PIB por trabalhador do estado *i* no período *t*,  $y_{i,t-1}$  é o nível de PIB por trabalhador do estado *i* no período *t* - 1, *sophist* é a medida de sofisticação das exportações (*mic* e *EXPY*), *invest* é a taxa de investimento físico, *hc* é a acumulação de capital humano, *n* é o crescimento vegetativo da população e  $\varepsilon_{i,t}$  é o resíduo não explicado pelo modelo para o estado *i* no período *t*.

Uma observação importante no que diz respeito ao coeficiente  $\beta_2$ , chamado de parâmetro espacial defasado, reside no fato de ser sua função capturar correlações espaciais entre regiões contíguas no mesmo período de tempo *t*. Caso não se possa rejeitar a hipótese de  $\beta_2 = 0$ , o modelo especificado declina para um modelo em painel dinâmico do tipo convencional.

Assim sendo, o principal foco do trabalho será concentrar nos sinais e na significância estatística dos coeficientes associados às variáveis *y* e *sophist*. No primeiro caso, um valor negativo e significativo do coeficiente indicará a presença de convergência de renda entre os estados brasileiros e, no segundo caso, um valor positivo e significativo do coeficiente sinalizará uma contribuição positiva da sofisticação produtiva para o crescimento econômico subsequente.

#### 4.2 Fonte de dados e estatísticas descritivas

As séries de dados utilizadas no presente trabalho são de fontes secundárias e foram obtidas nos seguintes sítios eletrônicos: para coleta de dados de comércio interestadual de mercadorias e de investimento em capital físico, utilizaram-se arquivos de NF-e's do SPED; quanto aos valores referentes ao comércio internacional, os dados foram extraídos do repositório denominado DATAVIVA que compila, por sua vez, dados de produtos exportados classificados por NCM da

Secretaria de Comércio Exterior (SECEX)<sup>4</sup>. Em conjunto, tais foram as bases de dados utilizadas no cálculo dos indicadores de sofisticação das exportações estaduais (*mic/expy*).

Já na plataforma virtual CAGED-Estatístico, vinculada ao Ministério da Economia (ME), as informações de renda do trabalho, total de movimentações (admissões e desligamentos) e escolaridade do trabalhador puderam ser colhidas para elaboração das variáveis de renda média por trabalhador, crescimento da mão de obra e escolaridade total dos trabalhadores<sup>5</sup>.

Especificamente, a variável de acumulação de capital humano (*hc*) foi calculada a partir da soma média trimestral dos anos de estudos correspondentes a cada nível de escolaridade dos trabalhadores movimentados no período. Ademias, para a formação de capital físico (*invest*) foram considerados os valores de notas fiscais correspondentes às operações de compras para o ativo imobilizado (líquidas das devoluções). Por seu turno, o crescimento populacional (*n*) foi representado pela expansão da força de trabalho, isto é, pela variação quantitativa média do número total de contratações e demissões em cada trimestre.

Visando o deflacionamento dos valores monetários compreendidos na análise, foi utilizada a série “IPCA - geral – índice” (jun. 2016 = 100) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC) e disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)<sup>6</sup>. Todas as variáveis tratadas foram, inicialmente, tabuladas em periodicidade mensal, abrangendo o período entre janeiro de 2016 e setembro de 2019. Posteriormente, os valores foram devidamente convertidos para trimestrais, pela soma, no caso dos dados comerciais, de escolaridade e movimentação dos trabalhadores, e pela média simples, no caso dos dados salariais que compõem a variável de renda média do trabalho.

Os sinais esperados para cada variável explicativa com relação ao regressando “crescimento da renda média real por trabalhador”, de acordo com as respectivas características de entrada nos modelos e com o referencial teórico e empírico, estão relacionados no Quadro 1.

**Quadro 1 - Sinal esperado das variáveis**

Variável		Referencial	Sinal esperado
Mnemônico	Descrição		
<i>pibpt</i>	Renda real média por trabalhador.	Teórico: Baumol (1986). Empírico: Azzoni (2001). Ferreira e Ellery Júnior, (1995).	Negativo
<i>mic/expy</i>	Sofisticação das exportações.	Empírico: Hausman et al. (2007). Jarreau e Poncet (2012).	Positivo
<i>hc</i>	Acumulação de capital humano.	Teórico: Mankiw et al. (1992) Empírico: Gondim et al. (2007).	Positivo
<i>invest</i>	Acumulação de capital físico.	Teórico: Solow (1956). Empírico: Figueirêdo et al. (2003).	Positivo
<i>n</i>	Crescimento populacional	Teórico: Solow (1956) Empírico: Bleaney e Figueirêdo (2002)	Negativo

Fonte: Elaboração própria dos autores.

<sup>4</sup> Disponível em: <<http://www.dataviva.info/>>.

<sup>5</sup> Disponível em: <[http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged\\_estatistico\\_id/](http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_estatistico_id/)>.

<sup>6</sup> Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>.

Para introdução da análise estatística e econométrica do trabalho, a tabela de correlações e estatísticas descritivas das variáveis do modelo está representada abaixo.

**Tabela 2 - Medidas de correlações**

Variável	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(1) <i>cresc</i>	1						
(2) <i>pibpt</i>	0,027	1					
(3) <i>mic</i>	0,039	0,488*	1				
(4) <i>haus</i>	0,074	0,665*	0,567*	1			
(5) <i>n</i>	0,025	0,067	0,005	-0,022	1		
(6) <i>hc</i>	0,011	0,678*	0,485*	0,551*	0,011	1	
(7) <i>invest</i>	-0,031	0,375*	0,312*	0,356*	-0,002	0,351*	1

Fonte: Dados da pesquisa. \*  $p < 0.05$

Sem exceção de qualquer coeficiente de correlação existente entre as variáveis analisadas, a Tabela 2 assegura que os valores calculados se encontram dentro dos limites necessários para evitar a influência de multicolinearidade.

Em seguida, a Tabela 3 traz as informações sumárias dos dados.

As informações trazidas pelas estatísticas descritivas sumarizam as variações dos valores das variáveis tanto entre quanto intra estados. Em relação ao PIB real médio por trabalhador, o valor médio global foi de R\$ 1.366,08, com mínimo de R\$ 1.055,74, na Paraíba no primeiro trimestre de 2016, e máximo de R\$ 1.977,52, em São Paulo, no terceiro trimestre de 2019. A respectiva taxa média de crescimento da renda média real foi de 0,3%, variando entre a mínima de -5% e a máxima de 7%, registradas em Mato Grosso do Sul, primeiro trimestre de 2019, e Distrito Federal, quarto trimestre de 2016, respectivamente.

Os indicadores de sofisticação das exportações apresentaram valores médios gerais em torno de 1.370, sendo que o indicador *EXPY* exibiu variabilidade menor que seu par *mic*, cujos desvios-padrão foram de 65,56 e 82,33, respectivamente. Para as demais variáveis, crescimento populacional, com média de 0,34% e níveis de capital físico e humano, com valores de 130,90 milhões e 1.115 mil, aproximadamente, dão a dimensão preliminar das estatísticas sumárias destes indicadores. De toda forma, os valores apurados pelas estatísticas descritivas evidenciam as assimetrias na distribuição dos indicadores econômicos reportados e demonstram o grau de desigualdade regional que impera em todo o território nacional. Neste momento, para ilustrar a composição da pauta exportadora (em sentido amplo) de Alagoas e Santa Catarina, respectivamente, disponibilizam-se as Figuras 1 e 2.

De acordo com as figuras anteriores, no período entre 2016 e 2019, destaca-se a razoável falta de diversidade da pauta de exportações alagoanas, amplamente apoiada no comércio de açúcar. Em contraste, as vendas externas da economia catarinense, representadas na Figura 2, demonstram uma notável pulverização dos produtos de exportação, incluindo tanto produtos agrícolas quanto manufaturas.

Por fim, para destacar a distribuição geográfica e a dispersão dos valores de renda média por trabalhador, bem como dos indicadores de sofisticação das exportações, proceder-se-á à construção de mapas políticos da Federação, atentando para a estreita compatibilidade de valores (renda alta implica em sofisticação elevada e *vice-versa*).

**Tabela 3 - Estatísticas descritivas**

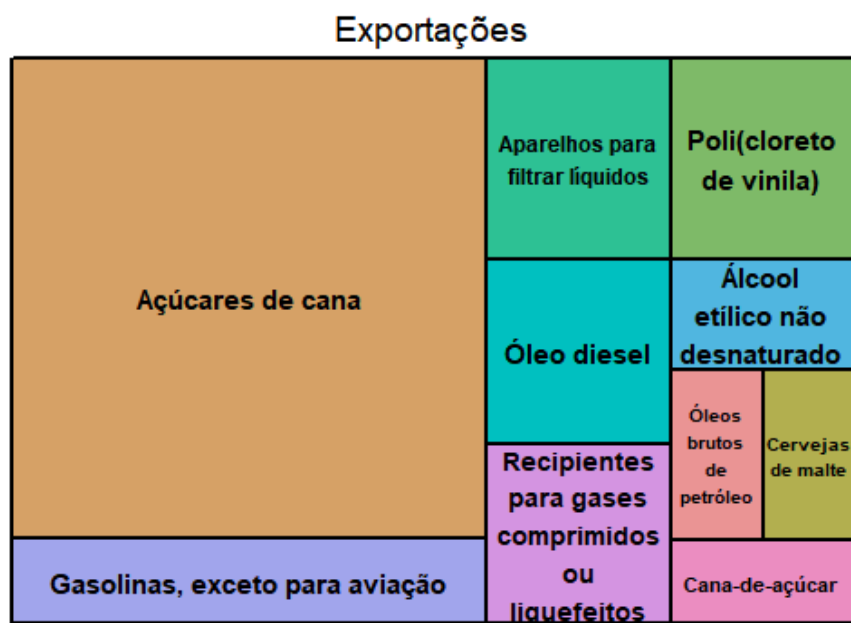
Variável		Média	Desv.Pad.	Mínimo	Máximo	Observações
<i>cresc</i>	Total	0,003	0,013	-0,054	0,075	N = 405
	Entre painéis		0,001	0,001	0,005	n = 27
	Intra painel		0,013	-0,054	0,073	T = 15
<i>pibpt</i>	Total	1.366,082	179,858	1.055,740	1.977,527	N = 405
	Entre painéis		173,453	1.163,669	1.824,198	n = 27
	Intra painel		57,494	1.190,861	1.519,411	T = 15
<i>mic</i>	Total	1.379,503	82,327	1.144,238	1.616,948	N = 405
	Entre painéis		73,280	1.262,301	1.552,953	n = 27
	Intra painel		39,922	1.189,888	1.540,953	T = 15
<i>expy</i>	Total	1.302,116	65,557	1.118,249	1.456,136	N = 405
	Entre painéis		57,183	1.194,824	1.442,360	n = 27
	Intra painel		33,780	1.222,632	1.436,161	T = 15
<i>n</i>	Total	0,003	0,015	-0,051	0,051	N = 405
	Entre painéis		0,003	-0,006	0,009	n = 27
	Intra painel		0,014	-0,046	0,048	T = 15
<i>hc</i> (em mil)	Total	1.115,485	1.843,284	36,103	10.272,670	N = 405
	Entre painéis		1.870,935	40,680	9.424,897	n = 27
	Intra painel		136,375	222,674	1.963,260	T = 15
<i>invest</i> <sup>7</sup> (em milhões)	Total	130,905	505,463	0	7.512,396	N = 405
	Entre painéis		309,074	0,067	1.487,262	n = 27
	Intra painel		404,074	-1.248,084	6.156,040	T = 15

Fonte: Dados da pesquisa.

Com auxílio do mapa representado na Figura 3, e tendo em vista a natureza dos cálculos dos indicadores “*mic*” e “*EXPY*”, pode-se intuir que, apesar de alguns estados apresentarem rendas médias por trabalhador relativamente mais elevadas, os mesmos perdem menos posições relativas no mapa do indicador de sofisticação “*EXPY*”, provavelmente em virtude da maior diversificação da pauta e concentração territorial de suas respectivas exportações, preservando o conceito de que rendas mais elevadas sugerem exportações mais sofisticadas. Tal fato ocorre uma vez que o cômputo do indicador “*EXPY*” ocorre em dois estágios, sendo o último deles o somatório da sofisticação para cada produto (“*PRODY*”) ponderado por sua posição relativa na pauta total, fazendo com que o indicador seja uma função do número total de mercadorias envolvidas e da concentração relativa delas no interior da UF. Ou seja, estados com concentração de negócios em poucos produtos que, simultaneamente, são pouco exportados, tendem a apresentar valores inferiores de sofisticação.

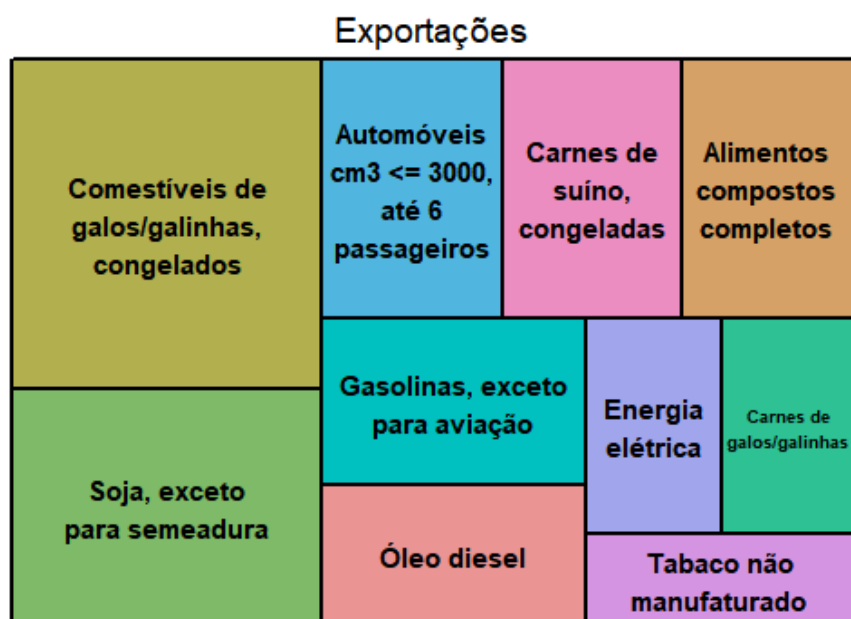
<sup>7</sup> Nota: o valor “intra painel” mínimo negativo para “*invest*” não representa um equívoco. Decorre da variação interna das variáveis em relação aos países e em torno da média global. Ou seja, mínimo “intra painel” =  $(x_{it} - \bar{x}_i - \bar{x}_{it})$ .

**Figura 1 - Participação relativa – 10 principais produtos (Alagoas)**

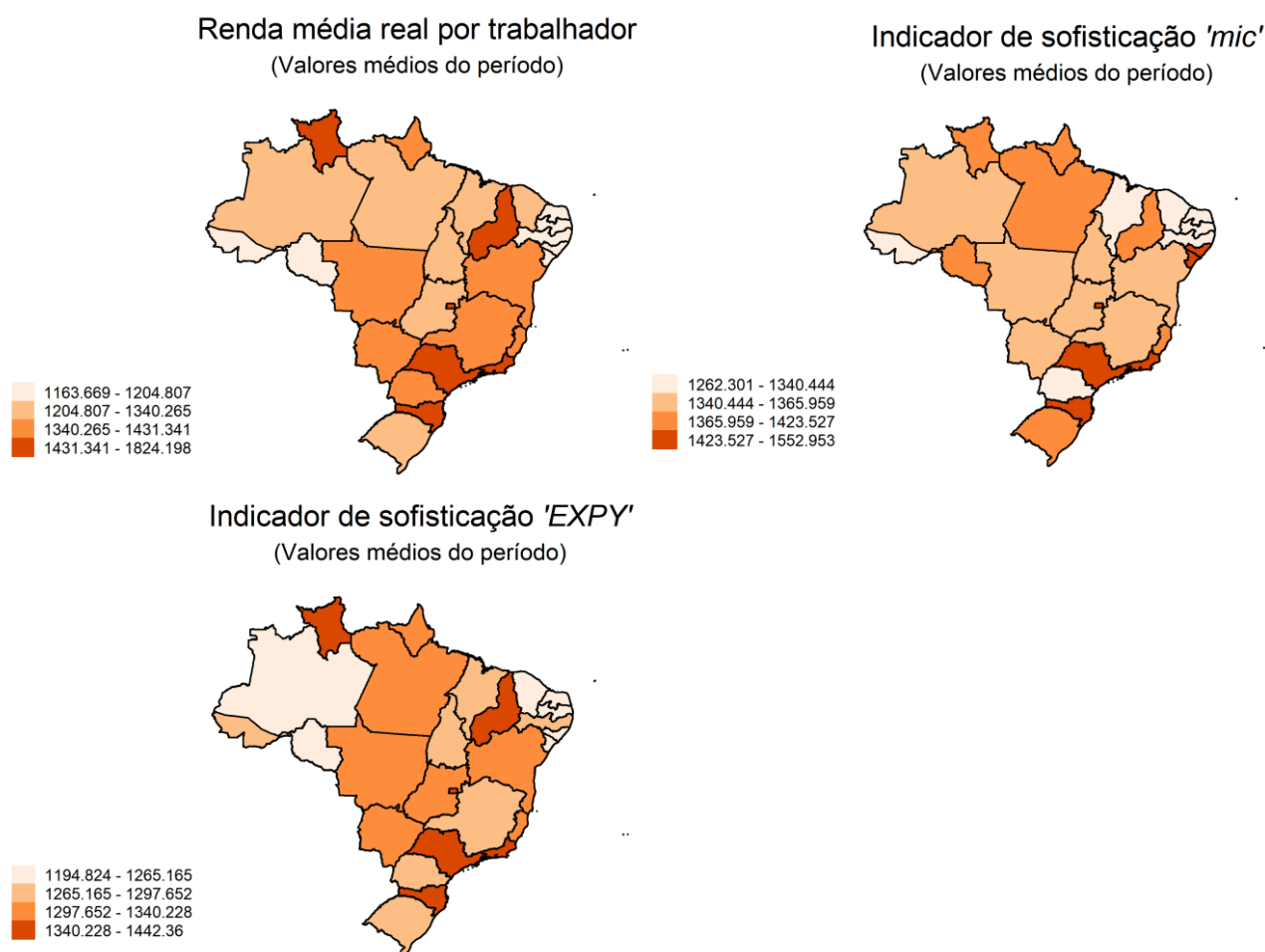


Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 2 - Participação relativa – 10 principais produtos (Santa Catarina)**



Fonte: Resultados da pesquisa.

**Figura 3 - Distribuição geográfica dos valores de renda e sofisticação de exportações**

Fonte: Dados da pesquisa.

Por outro lado, a elaboração em uma única etapa do indicador “*mic*” e o denominador assumido no termo de ponderação  $\psi_k$  destacam, tão somente, o elemento concentração territorial da produção, fazendo com que, conforme o caso, ao não controlar para a concentração entre mercadorias, o indicador passe a ser menos função da renda e mais da aglomeração regional da produção, resultando em uma variabilidade maior do indicador em relação ao parâmetro de renda considerado, se tais aglomerações, por sua vez, forem mais dispersas.

Isto posto, cabe-nos, agora, avançar para a apresentação dos resultados da pesquisa com a finalidade de testar e fundamentar a hipótese levantada, a saber, a existência de correlação positiva entre o crescimento econômico regional e a sofisticação das exportações, se for o caso.

## 5. Resultados e discussões

Nesta seção, estão tabulados os resultados das regressões de crescimento e convergência de renda. Preliminarmente, destaca-se que para testar a significância estatística dos parâmetros estimados, simultaneamente a um exercício de robustez dos indicadores de sofisticação, será apresentado um conjunto de regressões que compreende a inclusão sequencial das variáveis de controle. A Tabela 4 traz os resultados para o indicador *mic* de sofisticação.

**Tabela 4 - Equações de crescimento tendo o indicador *mic* como variável de sofisticação e estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), *Spatial System-GMM (SPSYS-GMM)* e Efeitos Fixos (EF)**

Var. dependente:	MQO	SPSYS-GMM	EF
<i>cresc<sub>t</sub></i>	(1)	(2)	(3)
<i>cresc<sub>(t-1)</sub></i>	-0,377*** (0,057)	-0,338*** (0,036)	-0,355*** (0,051)
<i>pibp<sub>t(t-1)</sub></i>	-0,016* (0,008)	-0,050*** (0,011)	-0,082*** (0,022)
<i>Wcresc<sub>(t)</sub></i>	0,092*** (0,017)	0,113*** (0,017)	0,076*** (0,017)
<i>mic<sub>(t)</sub></i>	0,020 (0,012)	0,047*** (0,014)	0,015 (0,018)
<i>n<sub>(t)</sub></i>	0,000 (0,043)	-0,009 (0,033)	0,008 (0,054)
<i>hc<sub>(t)</sub></i>	0,002* (0,001)	0,003** (0,001)	0,001 (0,009)
<i>invest<sub>(t)</sub></i>	-0,001* (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
<i>Constante</i>	-0,037 (0,077)	-0,010 (0,112)	0,476* (0,245)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,232		0,276
<i>R<sup>2</sup> (Buse)</i>		0,365	
<i>N</i>	378	378	378
<i>Sargan</i>		428,617	
<i>Sargan(p)</i>		0,132	
<i>I de Moran</i>		-0,597	
<i>I de Moran(p)</i>		0,551	
<i>LM Error Burridge</i>		8,634	
<i>LM Error Burridge(p)</i>		0,003	
<i>LM Error Robust</i>		8,633	
<i>LM Error Robust(p)</i>		0,003	
<i>LM Lag Anselin</i>		0,046	
<i>LM Lag Anselin(p)</i>		0,831	
<i>LM Lag Robust</i>		0,044	
<i>LM Lag Robust(p)</i>		0,833	

\* p<0,10, \*\* p<0,05, \*\*\* p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Para efeito de comparação, o mesmo modelo é performado, agora com o indicador *EXPY* de sofisticação. Os resultados apurados constam da Tabela 5.



**Tabela 5 - Equações de crescimento tendo o indicador *expy* como variável de sofisticação e estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Spatial System-GMM (SPSYS-GMM) e Efeitos Fixos (EF)**

Var. dependente:	MQO	SPSYS-GMM	EF
<i>cresc<sub>t</sub></i>	(4)	(5)	(6)
<i>cresc<sub>(t-1)</sub></i>	-0,384*** (0,056)	-0,341*** (0,037)	-0,358*** (0,056)
<i>pibpt<sub>(t-1)</sub></i>	-0,023** (0,009)	-0,045*** (0,011)	-0,078** (0,029)
<i>Wcresc<sub>(t)</sub></i>	0,083*** (0,018)	0,104*** (0,017)	0,075*** (0,018)
<i>expy<sub>(t)</sub></i>	0,051*** (0,018)	0,053*** (0,018)	0,016 (0,029)
<i>n<sub>(t)</sub></i>	0,006 (0,041)	-0,009 (0,033)	0,007 (0,053)
<i>hc<sub>(t)</sub></i>	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,001)
<i>invest<sub>(t)</sub></i>	0,001 (0,001)	0,001 (0,002)	-0,001 (0,009)
<i>Constante</i>	-0,207** (0,101)	-0,065 (0,146)	0,469 (0,385)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,244		0,275
<i>R<sup>2</sup> (Buse)</i>		0,351	
<i>N</i>	378	378	378
<i>Sargan</i>		405,45	
<i>Sargan(p)</i>		0,387	
<i>I de Moran</i>		-0,512	
<i>I de Moran(p)</i>		0,609	
<i>LM Error Burr ridge</i>		7,157	
<i>LM Error Burr ridge(p)</i>		0,007	
<i>LM Error Robust</i>		7,157	
<i>LM Error Robust(p)</i>		0,007	
<i>LM Lag Anselin</i>		0,000	
<i>LM Lag Anselin(p)</i>		0,983	
<i>LM Lag Robust</i>		0,001	
<i>LM Lag Robust(p)</i>		0,978	

\* p<0,10, \*\* p<0,05, \*\*\* p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Em face do atendimento aos parâmetros definidos na linha (I) da coluna de critérios da tabela para definição do modelo espacial (Tabela 1), fica definido que o modelo em painel dinâmico SAR está razoavelmente ajustado para o propósito de analisar e debater os resultados.

Além disso, foram dispostas estimações obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e por Efeitos Fixos (EF) para fins de referência e calibragem das apurações por SPSYS-GMM. Relativamente à hipótese de ausência de autocorrelação espacial dos termos de erro, destacamos

que os valores atribuídos à estatística  $I$  de Moran<sup>8</sup> nos permitem não rejeitá-la. Adicionalmente, o comportamento dos testes de Sargan, cujos valores de significância foram todos superiores a 0,05 e inferiores à unidade, não sugerem a ocorrência de uma provável proliferação de instrumentos, fato que nos impediria de afirmar, categoricamente, a validade da instrumentação aplicada.

Em virtude de todo o exposto, podemos afirmar que os resultados das equações de convergência para os estados brasileiros constantes das Tabelas 4 e 5 trazem valores atribuídos ao coeficiente da renda defasada,  $[pibpt_{(t-1)}]$ , próximos de -0,05 e indicam a presença de processo moroso de convergência de renda. Sem desprezar a possibilidade de erros de mensuração da variável e suas consequências (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995), o resultado está de acordo com outros trabalhos sobre o tema, como, por exemplo, Azzoni (2001) e Júnior, De Góes e Ferreira (1995).

De acordo com esses resultados, o processo de aproximação das rendas ocorre a uma velocidade média de convergência em torno de 0,25% por período de tempo<sup>9</sup>, quando controlado para as outras variáveis explicativas do modelo. Essa velocidade apurada corresponde a um período de meia-vida de aproximadamente 285 trimestres, o equivalente a algo próximo de 70 anos<sup>10</sup>.

Já os coeficientes atribuíveis às variáveis de sofisticação produtiva, (*mic*) e (*expy*), de interesse direto do presente estudo, apresentaram sinal positivo e significativo para as duas equações da ordem de 0,05, demonstrando que estados que concentram a exportação de bens sofisticados tendem a crescer a taxas maiores. Anteriormente, Felipe, Kumar e Abdon (2010) e Da Silva e Hidalgo (2016), entre outros, apontaram para resultados semelhantes. Sobre o último, considerando que os autores, ao analisarem fenômeno semelhante em bases igualmente estaduais, não computaram as transações regionais de mercadorias nem controlaram o modelo para prováveis efeitos espaciais, é lícito afirmar que os resultados ora apontados são metodologicamente mais depurados e, portanto, mais verossímeis.

Logo em seguida, a taxa de crescimento da população, (*n*), apesar dos valores negativos e idênticos para ambas as especificações, -0,09, os resultados foram estatisticamente insignificantes, fato que impede a comparação com os referenciais teóricos e empíricos e não permite fundamentar argumentos sobre a participação do crescimento da força de trabalho para o crescimento econômico. O mesmo segue para a variável de investimento, (*invest*), cujos valores reportados oscilaram entre 0,000 e 0,001, sem, contudo, apresentarem-se estaticamente significativos. Lamentavelmente, tal resultado insatisfatório pode ser atribuído à fragilidade das *proxies* construídas sob bases subjetivas e imprecisas, muito em função da indisponibilidade de séries de dados confiáveis para capturar os fenômenos reais de crescimento vegetativo e acumulação de capital desagregados por UF. Contudo, a variável ligada à formação de capital humano, (*hc*), exibiu significância estatística ao menos na primeira equação, sendo que o valor equivalente a 0,003 era teoricamente esperado. Como referência, *vide* os trabalhos de Figueirêdo, Noronha e Andrade (2003) e Gondim, Barreto e Carvalho (2007) que corroboram achados semelhantes.

No tocante ao coeficiente associado à variável espacial, (*Wcresc*), dado que o parâmetro configura o grau de defasagem espacial, isto é, captura os efeitos de derramamento (*spillover*) da renda e do crescimento por trabalhador sobre as localidades limítrofes (BARRETO; ALMEIDA, 2009), a significância estatística da estimação nos permite não rejeitar a hipótese de correlação espacial do crescimento econômico.

Enfim, para testar a robustez estatística dos estimadores apurados, efetuou-se a repetição do modelo (5) – melhor especificação do ponto de vista da significância estatística – todavia, efetuando a inclusão das variáveis de controle uma a uma, partindo do indicador de sofisticação das exportações (*expy*), pois é sobre o mesmo que a análise de significância se mostrou mais estável, em termos dos resultados constantes da Tabela 5.

<sup>8</sup> De forma sucinta, a estatística  $I$  de Moran é dada por: 
$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{i,j}} \frac{\sum_i \sum_j w_{i,j} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum_i (X_i - \bar{X})^2}$$

<sup>9</sup> A velocidade de convergência pode ser obtida por meio da seguinte fórmula:  $\lambda = -\frac{\ln(1+\beta)}{T}$ , onde  $\beta = \frac{\beta_2}{1-\beta_1}$ .

<sup>10</sup> Tempo necessário para que as desigualdades de renda sejam reduzidas pela metade. Corresponde ao valor de  $\frac{\ln(2)}{\lambda}$ .

**Tabela 6 - Teste de significância – robustez (equações estimadas por *Spatial System-GMM/SPSYS-GMM*)**

Var. dependente:	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM	SPSYS-GMM
<i>cresc<sub>t</sub></i>	(7)	(8)	(9)	(10) = (5)
<i>cresc<sub>(t-1)</sub></i>	-0,334*** (0,038)	-0,345*** (0,037)	-0,343*** (0,037)	-0,341*** (0,037)
<i>pibpt<sub>(t-1)</sub></i>	-0,043*** (0,011)	-0,039*** (0,009)	-0,041*** (0,011)	-0,045*** (0,011)
<i>Wcresc<sub>(t)</sub></i>	0,099*** (0,020)	0,094*** (0,019)	0,106*** (0,017)	0,104*** (0,017)
<i>expy<sub>(t)</sub></i>	0,073*** (0,019)	0,051*** (0,017)	0,058*** (0,019)	0,053*** (0,018)
<i>n<sub>(t)</sub></i>		-0,010 (0,033)	-0,012 (0,033)	-0,009 (0,033)
<i>hc<sub>(t)</sub></i>			0,001 (0,002)	0,001 (0,002)
<i>invest<sub>(t)</sub></i>				-0,000 (0,000)
<i>Constante</i>	-0,209 (0,134)	-0,080 (0,126)	-0,126 (0,150)	-0,065 (0,146)
<i>R<sup>2</sup> (Buse)</i>	0,306	0,317	0,348	0,351
<i>N</i>	378	378	378	378
<i>Sargan</i>	232,095	357,058	378,434	405,446
<i>Sargan(p)</i>	0,141	0,185	0,370	0,387
<i>I de Moran</i>	-0,440	-0,413	-0,539	-0,512
<i>I de Moran(p)</i>	0,660	0,680	0,590	0,609
<i>LM Error Burr ridge</i>	5,693	5,267	7,845	7,157
<i>LM Error Burr ridge(p)</i>	0,017	0,022	0,005	0,007
<i>LM Error Robust</i>	11,850	5,268	7,861	7,157
<i>LM Error Robust(p)</i>	0,001	0,022	0,005	0,007
<i>LM Lag Anselin</i>	0,920	0,000	0,033	0,000
<i>LM Lag Anselin(p)</i>	0,337	0,992	0,855	0,983
<i>LM Lag Robust</i>	7,077	0,001	0,049	0,001
<i>LM Lag Robust(p)</i>	0,008	0,975	0,825	0,978

\* p<0,10, \*\* p<0,05, \*\*\* p<0,010. Desvio-padrão entre parênteses.

Buscando a síntese e concisão na interpretação dos resultados levantados, o Quadro 2, abaixo, presta-se a demonstrar a interpretação dos valores médios de velocidade de convergência e dos coeficientes das variáveis de controle que apresentaram significância estatística, em termos do efeito sobre a variável de resposta (*cresc*).

Todos os apontamentos descritos neste quadro consideram variações nos valores médios das variáveis e que todos os demais condicionantes do crescimento permanecem constantes.

Por fim, restou evidenciado que, à exceção das variáveis (*cresc*), (*pibpt*), (*Wcresc*) e (*expy*), todos os demais elementos do modelo não se comportaram de forma satisfatória com relação à robustez estatística esperada. Fato que, apesar de não impedir que fossem feitas as principais

inferências propostas neste trabalho, sinalizou que, no país, a disponibilização de levantamentos estatísticos de interesse da pesquisa econômica ainda é notavelmente problemática.

**Quadro 2 - Valores médios de velocidade de convergência e elasticidade das variáveis de controle estatisticamente significativas (%)**

Indicador	Valor	Interpretação
<i>Veloc. conv.</i>	0,24	Taxa média de aproximação trimestral do nível das rendas estaduais por trabalhador. Equivale a um período de meia vida de aprox. 72 anos.
<i>mic/expy</i>	0,05	Para cada variação positiva (negativa) de 1% no nível de sofisticação das exportações, a taxa de crescimento da renda por trabalhador aumenta (diminui) em 0,05%.
<i>hc</i>	0,003	A resposta da variação da taxa de crescimento da renda em função da variação de 1% no indicador de capital humano é diretamente proporcional e pode variar em 0,003%, aproximadamente.
<i>Wcresc</i>	-0,34	Variações positivas (negativas) de 1% na taxa de crescimento do PIB por trabalhador em uma dada unidade geográfica provocam decréscimos (aumentos) em torno de 0,34% na taxa de crescimento de seus vizinhos.

Fonte: Dados da pesquisa.

Com isso, diante da crucial importância atribuída aos fatores de crescimento vegetativo (BUCCI; LA TORRE, 2009) e de acumulação de capital humano (TEIXEIRA; QUEIRÓS, 2016) e físico (AGHION; HOWITT, 2017) para o crescimento econômico de prazo longo, esta pesquisa não obteve sucesso na análise completa do modelo proposto. Sendo assim, para que seja superado este obstáculo, é necessário que dados qualificados, como aqueles que são ofertados pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) ou o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), por exemplo, venham a ser divulgados em períodos que coincidam com os do portal SPED, repositório de grande valor para estudos de comércio exterior e inter-regional em níveis nacional e estadual, para que seja possível, dessa forma, alcançar resultados gerais mais robustos e plausíveis.

## 6. Conclusão

Esta pesquisa empreendeu um renovado esforço de averiguação de processos de convergência regional de renda para o caso brasileiro em associação com elementos teóricos e empíricos da matéria que trata de indicadores de sofisticação produtiva e sua relação com o crescimento econômico. Com uma velocidade de convergência relativamente baixa, cujo período de meia-vida excede sete décadas, o referido processo permite reduzir apenas lentamente as disparidades sociais e econômicas entre os estados brasileiros.

Em face dos recentes desenvolvimentos de indicadores de sofisticação de exportações, um importante campo de pesquisa nos domínios da Economia Aplicada tem possibilitado, por meio do entendimento das inúmeras relações existentes entre artigos de exportação e desempenho econômico, confrontar a hipótese de irrelevância do padrão de especialização produtiva para o sucesso econômico de um país ou região.

Se for verdade que regiões mais prósperas em termos de produto *per capita* também forem aquelas que concentram a exportação de produtos mais sofisticados, os indicadores aqui apresentados parecem capturar efetivamente essa característica. Neste sentido, o presente trabalho ofereceu uma análise pioneira de indicadores de sofisticação de exportações estaduais ao considerar, conjuntamente com as vendas internacionais de mercadorias, os dados de operações comerciais interestaduais.

Além disso, aplicando técnicas de regressão espacial para equações de crescimento, ficou evidenciada a significância estatística de efeitos locais de transbordamento, sendo possível afirmar que o crescimento econômico de um estado acaba por influenciar positivamente o

crescimento de seus vizinhos fronteiriços, e desta conclusão decorre que se a sofisticação das exportações de um estado acelera o crescimento da renda do mesmo, por defasagem espacial, este efeito se transfere para as regiões contíguas. Como destacado, evidências favoráveis ao papel positivo da sofisticação de produtos exportados para o crescimento econômico também encontram amparo em trabalhos internacionais (HAUSMANN et al., 2007; JARREAU; PONCET, 2012).

Mais ainda, considerando, até onde nos foi possível averiguar, que inexistem trabalhos na literatura nacional que abordem a relação entre índices globais de sofisticação de exportações e taxas de crescimento da renda pessoal no contexto de modelos dinâmicos espaciais, este artigo serve como ponto de partida para futuras investigações desta natureza.

Como conclusão, apontamos que o aprimoramento produtivo na direção de mercadorias cuja produção já se encontra relativamente concentrada em regiões que apresentam rendas *per capita* mais elevadas pode ser relevante para impulsionar o crescimento econômico quando controlado pela renda inicial e outras variáveis consideradas usuais na determinação do crescimento. Ao lado disso, os resultados obtidos permitem não rejeitar a hipótese de presença de um processo de convergência de renda por trabalhador entre os estados brasileiros.

Finalmente, sustentamos que, ao compor elemento de estímulo ao crescimento e de mitigação de desigualdades econômicas regionais, a adoção de políticas industriais e de comércio exterior de fomento à transformação estrutural dos parques produtivos estaduais menos sofisticados pode condicionar um processo mais virtuoso e eficiente de crescimento econômico e convergência de renda, contribuindo, assim, para a construção de um país mais próspero e justo.

## Referências

- AGHION, P.; HOWITT, P. Some Thoughts on Capital Accumulation, Innovation, and Growth. *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, n. 125/126, p. 57-78, 2017.
- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alínea, Campinas, São Paulo, 2012. 498p.
- ANSELIN, L. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, v. 20, n. 1, p. 1-17, 1988.
- ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Springer Science & Business Media, 2013.
- ARELLANO, M.; BOVER, O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, v. 68, n. 1, p. 29-51, 1995.
- AZZONI, C. R. Economic Growth and Regional Income Inequality in Brazil. *The Annals of Regional Science*, v. 35, n. 1, p. 133-152, 2001.
- BARRETO, R. C. S.; ALMEIDA, E. A Contribuição da Pesquisa para Convergência e Crescimento da Renda Agropecuária no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 47, n. 3, p. 719-737, 2009.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence across States and Regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, n. 1991, p. 107-182, 1991.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic Growth*, 1995. McGraw Hill, New York, 1995.
- BAUMOL, W. J. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *American Economic Review*, v. 16, n. 5, p. 1072-1085, 1986.
- BLEANEY, M. F.; FIGUEIRÊDO, L. *Can the Economic Geography Explain Spatial Inequality in Brazil*. Conference on Spatial Inequality in Latin America, 2002.

- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.
- BUCCI, A.; LA TORRE, D. Population and Economic Growth with Human and Physical Capital Investments. *International Review of Economics*, v. 56, n. 1, p. 17-27, 2009.
- CHEN, J.; FLEISHER, B. M. Regional Income Inequality and Economic Growth in China. *Journal of Comparative Economics*, v. 22, n. 2, p. 141-164, 1996.
- DA SILVA, A. D. B.; HIDALGO, A. B. Sofisticação da Produção: Determinantes e Impactos sobre o Crescimento Econômico dos Estados Brasileiros. XLIII Encontro Nacional de Economia. *Anais... Associação Nacional dos Centros de Pós-Graduação em Economia*, 2016.
- DINIZ, C. C. Dinâmica Regional e Ordenamento do Território Brasileiro: Desafios e Oportunidades. *Revista Catarinense de Economia*, v. 1, n. 1, 2017.
- FAJNZYLBER, F. *Industrialización en América Latina: de la Caja Negra "al" Casillero Vacío: Comparación de Patrones Contemporáneos de Industrialización*. Cepal, 1990.
- FELIPE, J.; KUMAR, U.; ABDON, A. *As You Sow so Shall You Reap: From Capabilities to Opportunities*. Levy Economics Institute, 2010. (Working Papers Series, n. 613)
- FERREIRA, A. H. B.; DINIZ, C. C. Convergência entre as Rendas Per Capita Estaduais no Brasil. *Revista de Economia Política*, v. 15, n. 4, p. 60, 1995.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Crescimento Econômico, Rendimentos Crescentes e Concorrência Monopolística. In: Encontro Nacional de Economia, 22., 1995. *Anais... Salvador: Anpec*, 1995.
- FIGUEIRÊDO, L.; NORONHA, K. V.; ANDRADE, M. V. *Os Impactos da Saúde sobre o Crescimento Econômico na Década de 90: Uma Análise para os Estados Brasileiros*. CEDEPLAR/FACE/UFGM, 2003. (Texto para Discussão, n. 219)
- GONDIM, J. L. B.; BARRETO, F. A.; CARVALHO, J. R. Condicionantes de Clubes de Convergência no Brasil. *Estudos Econômicos*, v. 37, n. 1, p. 71-100, 2007.
- HAINING, R. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. Cambridge University Press, 1993.
- HARTMANN, D.; JARA-FIGUEROA, C.; GUEVARA, M.; SIMOES, A.; HIDALGO, C. A. The Structural Constraints of Income Inequality in Latin America. *Integration & Trade Journal*, n. 40, p. 70-85, 2016.
- HARTMANN, D.; JARA-FIGUEROA, C.; GUEVARA, M.; SIMOES, A.; HIDALGO, C. A. Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality. *World Development*, v. 93, p. 75-93, 2017.
- HAUSMANN, R.; HWANG, J.; RODRIK, D. What you Export Matters. *Journal of Economic Growth*, v. 12, n. 1, p. 1-25, 2007.
- HECKSCHER, E. F. *The Effect of Foreign Trade Theory of International Trade*. Ellis, HS, 1919.
- HIRSCHMAN, A. O. *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press, 1958.
- HUBER, S. Indicators of Product Sophistication and Factor Intensities: Measurement Matters. *Journal of Economic and Social Measurement*, v. 42, n. 1, p. 27-65, 2017.
- JACOBS, J. P.; LIGTHART, J. E.; VRIJBURG, H. *Dynamic Panel Data Models Featuring Endogenous Interaction and Spatially Correlated Errors*. International Center for Public Policy, 2009. (Working Paper Series, n. 915)
- JARREAU, J.; PONCET, S. Export Sophistication and Economic Growth: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, v. 97, n. 2, p. 281-292, 2012.

- JÚNIOR, E.; DE GÓES, R.; FERREIRA, P. C. Convergência entre a Renda Per Capita dos Estados Brasileiros. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 16, n. 1, 1995.
- KUKENOVA, M.; MONTEIRO, J. *Spatial Dynamic Panel Model and System GMM: A Monte Carlo Investigation*, 2008. (IRENE Working Papers, n. 09-01)
- KUZNETS, S. Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, v. 45, n. 1, p. 1-28, 1955.
- LEWIS, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *Manchester School*, v. 22, n. 2, p. 139-191, 1954.
- MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 107, n. 2, p. 407-437, 1992.
- MICHAELY, M., *Trade, Income Levels, and Dependence*. Studies in International Economics. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1984
- MINONDO, A. Exports' Quality-Adjusted Productivity and Economic Growth. *Journal of International Trade & Economic Development*, v. 19, n. 2, p. 257-287, 2010.
- MONTENEGRO, R. L. G. *et al.* Efeitos do Crescimento Econômico sobre os Estados Brasileiros (1992-2006). *Economia Aplicada*, v. 18, n. 2, p. 215-241, 2014.
- MYRDAL, G. *Economic Theory and Under-Developed Regions*. Duckworth, 1957
- NASSER, B. Economia regional, desigualdade regional no Brasil e o Estudo dos Eixos Nacionais de Integração e Desenvolvimento. *Revista do BNDES*, v. 7, n. 14, 2000.
- NURKSE, R. *Problemas da Formação de Capital em Países Subdesenvolvidos*. Civilização Brasileira, 1957
- OHLIN, B. *Interregional And International Trade*. Harvard University Press.; Cambridge, 1952.
- PERROUX, F. *A economia do século XX*. Herder, 1967
- PONCET, S.; DE WALDEMAR, F. S. Export Upgrading and Growth: the Prerequisite of Domestic Embeddedness. *World Development*, v. 51, p. 104-118, 2013.
- RICARDO, D. *Princípios de Política Econômica e Taxação*. Os Economistas. São Paulo, 1983.
- RODRIK, D. What's so Special about China's Exports?. *China & World Economy*, v. 14, n. 5, p. 1-19, 2006.
- ROSENSTEIN-RODAN, P. N. Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe. *Economic Journal*, v. 53, n. 210/211, p. 202-211, 1943.
- SHEHATA, E. A.; MICKAIEL, S. K. *SPREGDPD: Spatial Panel Arellano-Bond Linear Dynamic Regression: Lag & Durbin Models*. Statistical Software Components, Boston College Department of Economics 2012.
- SMITH, A. *Uma Investigação sobre a Causa e a Natureza da Riqueza Das Nações*. Os Economistas. São Paulo: Nova Cultural, 1983.
- SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.
- TEIXEIRA, A. A.; QUEIRÓS, A. S. Economic Growth, Human Capital and Structural Change: A Dynamic Panel Data Analysis. *Research Policy*, v. 45, n. 8, p. 1636-1648, 2016.
- ZHENG, X.; LI, F.; SONG, S.; YU, Y. Central Government's Infrastructure investment across Chinese Regions: A Dynamic Spatial Panel Data Approach. *China Economic Review*, v. 27, p. 264-276, 2013.


ZHU, S.; FU, X. Drivers of Export Upgrading. *World Development*, v. 51, p. 221-233, 2013.

ZINI, A. Regional Income Convergence in Brazil and its Socio-Economic Determinants. *Economia Aplicada*, v. 2, 1998.

## ORCID

Thiago Fernandes Ladeira  <https://orcid.org/0000-0002-6436-8643>

Leonardo Chaves Borges Cardoso  <https://orcid.org/0000-0002-5757-107X>

 Este artigo está licenciado com uma Licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional.