

**UMA ABORDAGEM ESPACIAL DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN NA
AGRICULTURA BRASILEIRA – 2017****A SPATIAL APPROACH TO THE KALDOR-VERDOORN “LAW” IN BRAZILIAN
AGRICULTURE – 2017****Grupo de Trabalho (GT): 1- Mercados agrícolas e comércio exterior****Fábio Roberto de Souza**

Mestre em Economia e Desenvolvimento (PPGE&D) – UFSM

E-mail: fabio.souza@acad.ufsm.br

Daniel Arruda Coronel

Prof. Dr. da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM/RS

E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Clailton Ataides de Freitas

Prof. Dr. da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM/RS

E-mail: lcv589@gmail.com

Resumo

Este estudo tem como objetivo averiguar o desempenho da relação estabelecida pela “Lei” de Kaldor-Verdoorn (LKV), entre a produtividade do trabalho e a produção da agricultura brasileira no período de 2006 a 2017. Para tanto, fez-se uso da metodologia de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), bivariada global e local. Os resultados evidenciaram que a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA), em uma microrregião, tem efeito positivo na taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas, revelando que os *clusters* espaciais com maior desempenho e perfil Alto-Alto foram encontrados nas microrregiões das unidades federativas Acre, Amazonas, Amapá, Pará, Tocantins, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, e o Distrito Federal; enquanto os *clusters* com desempenho Baixo-Baixo localizaram-se nos estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais e São Paulo. Por vez, os *clusters* classificados como Baixo-Alto e Alto-Baixo demonstraram ausência de desempenho para a relação da LKV, em razão de suas correlações espaciais serem negativas. Logo, concluiu-se que a LKV tem potencial para servir como possível ferramenta de políticas agrícolas, principalmente nas lavouras situadas em microrregiões classificadas como Baixo-Alto e Alto-Baixo.

Palavras-chave: Análise de dados espaciais; “Lei” de Kaldor-Verdoorn; Microrregiões.

Abstract

This study aims to investigate the performance of the relationship established by the Kaldor-Verdoorn “Law” (LKV), between labor productivity and Brazilian agricultural production in the period from 2006 to 2017. To this end, we used the methodology of Exploratory Spatial Data Analysis (AEDE), global and local bivariate. The results showed that the growth rate of the value of agricultural production (VPA), in a microregion, has a positive effect on the growth rate of employed persons (POC) in agriculture in neighboring microregions, revealing that spatial *clusters*, with greater performance and High-High profile, were found in the microregions of the federative units Acre, Amazonas, Amapá, Pará, Tocantins, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, and the Federal District; while the *clusters* with Low-Low performance were located in the states of Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais

and São Paulo. On the other hand, the *clusters* classified as Low-High and High-Low demonstrated a lack of performance for the LKV relationship, due to their spatial correlations being negative. Therefore, it was concluded that LKV has the potential to serve as a possible agricultural policy tool, especially in crops located in microregions classified as Low-High and High-Low.

Keywords: Spatial data analysis; Kaldor-Verdoorn “Law”; Microregions.

1. Introdução

Com o propósito de apresentar uma abordagem que esclarecesse a razão das discrepantes taxas de crescimento econômico obtidas por diferentes países, Kaldor (1966) investigou a ocorrência de associação entre as rápidas taxas de crescimento econômico com a também rápida taxa de crescimento do setor secundário. Para cumprir seu objetivo, apoiou-se na contribuição de Verdoorn (1949), que relaciona a taxa de crescimento, de longo prazo, da produtividade do trabalho com a taxa de crescimento da produção do setor industrial, para, assim, explicar o motivo da relativa lentidão da taxa de crescimento vivenciada pela economia da Grã-Bretanha nos anos de 1953-1954 a 1963-1964.

Uma vez que ambas as contribuições constituíram suportes conceituais valiosos para a estruturação de uma ligação empírica entre o crescimento da produtividade do trabalho e da produção, a base teórica sugerida por Kaldor (1975) apontava que as atividades realizadas pelas indústrias eram suscetíveis às tecnologias adotadas, as quais possibilitavam retornos crescentes de escala.

Nesse sentido, para Thirlwall (1983), a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (LKV) estabelecia a associação de causalidade positiva para o setor industrial, entre as taxas de crescimento da produtividade e da produção por meio da demanda agregada. Essas descobertas apontaram que a produtividade do trabalho e a produção apresentavam tendência consistente comum de longo prazo (Marinho; Nogueira; Da Rosa, 2002).

O avanço em debates econômicos em torno da produtividade fez com que essa variável adquirisse um papel fundamental como ferramenta de análise, assim, oportunizando a ampliação da participação dos setores na economia de um país, por meio de efeitos que impactam na distribuição de renda intrasetorial e intersetorial (Mata; Ponciano; Souza, 2006).

Com base na literatura kaldoriana, os países apresentam distinções em suas taxas de crescimento econômico, devido às diferenças ocasionadas pela velocidade do aumento da demanda, pois, nesse contexto, o crescimento da produtividade é estabelecido pelo avanço da demanda, em razão de retornos dinâmicos de escala (Pereiro; Romero; Medeiros, 2021).

Gabrisch (2021) referiu-se à produtividade como uma importante incógnita a ser esclarecida, devido à sua extensa expressividade em discussões empíricas da economia, pois expõe detalhes na ocorrência de desaceleração do seu crescimento, mesmo em caso de forte progresso técnico.

A relação estabelecida pela LKV entre a produtividade do trabalho e a produção tornou-se um procedimento de análise mais associado ao setor industrial. No entanto, há esforços de vários pesquisadores em extrapolar essa “Lei” para o setor primário, em especial o agrícola. Nessa direção, cabe destacar Guimarães (2002), Wells e Thirlwall (2003), Morrone (2006), Mata, Ponciano e Souza (2006) e também Almeida (2011), que aplicou a “Lei” original de Verdoorn na agricultura brasileira.

Movido por essas constatações, este estudo é sustentado pela relevância que a agricultura adquiriu no cenário econômico brasileiro ao longo dos anos. Conforme o Censo Agropecuário de 2017 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017), a concentração do pessoal ocupado (POC) nas lavouras permanentes e temporárias, localizadas nas microrregiões geográficas

brasileiras, apresentou, para o ano de referência, um saldo de mais de 7 milhões de empregados nas atividades correspondentes à agricultura, o que contribuiu com um valor de produção agrícola (VPA) superior a R\$ 276 bilhões em 2017 (IBGE, 2017).

Consoante à Produção Agrícola Municipal de 2017 (IBGE, 2017), o saldo total da produção agrícola foi superior a R\$ 319,6 bilhões. Na região Norte, as culturas que mais ganharam destaque foram o açaí, a soja, a mandioca, o milho e a banana, cujo valor da produção foi de cerca de R\$ 22,6 bilhões, sendo o Pará o estado que apresentou maior VPA, ao contribuir com um montante de R\$ 12,8 bilhões.

No Nordeste, os produtos com maior relevância entre os das lavouras foram a soja, a cana de açúcar, o milho, a banana e o algodão herbáceo, cujo valor de produção atingiu R\$ 36,4 bilhões. A Bahia foi o estado que teve o mais elevado valor da produção agrícola, com saldo de R\$ 15,4 bilhões.

Nas lavouras da região Sudeste, os principais produtos foram a cana de açúcar, o café arábica, a soja, a laranja e o milho, que alcançaram um total de R\$ 91 bilhões. São Paulo foi o estado com maior valor da produção, em torno de R\$ 53,1 bilhões (IBGE, 2017).

Nas lavouras do Centro-Oeste, a soja, o milho, a cana-de-açúcar, o algodão herbáceo e o feijão atingiram R\$ 89,9 bilhões. Nessa região, o Mato Grosso foi o mais representativo, ao atingir um montante de R\$ 43,4 bilhões.

Por fim, nas lavouras da região Sul, as culturas em destaque foram a soja, o milho, o arroz, o fumo e a mandioca, cujo valor da produção foi de R\$ 85,7 bilhões, sendo que o estado do Paraná foi o que teve maior participação no valor da produção agrícola, com saldo de R\$ 38 bilhões (IBGE, 2017). Em termos gerais, segundo a Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2022), na safra de 2017/2018, a produtividade de grãos nas lavouras do Brasil foi de 3.753 kg/ha, enquanto para as culturas da cana-de-açúcar e do café foram de 72,543 kg/ha e 24,14 kg/ha, respectivamente.

Nesse sentido, a problemática deste estudo visa responder ao seguinte questionamento: em quais microrregiões geográficas brasileiras ocorreu a maior concentração da relação entre pessoal ocupado e valor da produção agrícola?

Para responder a esta questão, o estudo tem por objetivo precípuo investigar o desempenho da relação entre a produtividade do trabalho e a produção agrícola nas lavouras situadas nas microrregiões geográficas brasileiras, em 2017, conforme estabelecido pela LKV. Especificamente: (i) examinar a formação de *clusters* espaciais das microrregiões brasileiras; (ii) identificar a localização das microrregiões que possuem a relação de KV, bem como em quais estados estão situadas; e (iii) verificar em qual situação existe a possibilidade de a LKV servir como ferramenta de políticas agrícolas.

Nesse contexto, este trabalho testa se a hipótese da relação de Kaldor-Verdoorn é validada na produção agrícola das microrregiões brasileiras, em 2017.

Duas evidências são capazes de sustentar esse teste de hipótese para agricultura. A primeira foi manifestada por Kaldor (1966), ao defender que o progresso tecnológico e o aumento da produtividade não são exclusivas da manufatura; a outra está fundamentada no estudo realizado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa, 2018), que demonstrou que, no período de 1990 a 2017, houve um salto, em torno de dez vezes, no saldo da balança comercial agrícola brasileira, de forma que, somente em 2017, esse saldo foi de cerca de US\$ 82 bilhões, o que contribuiu para o superávit da balança comercial brasileira de US\$ 67 bilhões.

No presente trabalho, adota-se a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) aplicada para investigar a relação entre o pessoal ocupado (POC) e o valor da produção agrícola (VPA) das lavouras permanentes e temporárias, localizadas nas microrregiões geográficas brasileiras, com dados do Censo Agropecuario de 2017, extraídos do IBGE (2017).

Com relação à amostra, levou-se em consideração duas situações para a escolha das 558 microrregiões geográficas. A primeira é que esta já foi uma amostra utilizada por Perobelli *et al.* (2007). Assim, a consecução deste estudo vai permitir confrontar os resultados alcançados entre

ambos os trabalhos. A segunda é a disponibilidade dos dados do Censo Agropecuário através dos censos de 2006 e 2017.

Nesse contexto, busca-se com este estudo contribuir com o debate acadêmico, acerca da LKV, para a agricultura, nos seguintes aspectos: i) diferente do que se tem na literatura, este investiga a relação da LKV entre produtividade e produção, exclusivamente com ênfase na agricultura brasileira; ii) Combina a LKV com a AEDE para ampliar as possibilidades de interpretações do estudo; iii) investiga a relação bivariada entre as taxas de crescimento do VPA e do POC nas lavouras situadas nas microrregiões geográficas; e iv) verifica se os resultados oriundos da “Lei” estabelecem algum tipo de ligação que venha possibilitar a criação e adoção de políticas agrícolas.

Nessa perspectiva, este trabalho foi estruturado em cinco seções, além desta introdução. Na primeira, está presente o referencial teórico; na segunda, a revisão de literatura; na terceira, a metodologia; na quarta, os resultados e as discussões; na quinta seção, as conclusões da pesquisa.

2. Referencial teórico

Kaldor (1966) procurou encontrar relações empíricas que possibilitassem esclarecer os problemas da desindustrialização do Reino Unido e por qual motivo alguns países têm crescimento mais acelerado que outros. Então, sugeriu uma conduta alternativa que possibilitasse esclarecer as distintas taxas de crescimento registradas em torno das etapas do processo de desenvolvimento econômico atingido por diferentes países. Dessa forma, o autor empenhou-se em analisar a alegação de que rápidas taxas de crescimento econômico estavam relacionadas a rápidas taxas de crescimento do setor econômico secundário, especialmente do manufatureiro. Como principais resultados, apontou que o distúrbio da economia britânica derivava de uma “maturidade prematura”, devido à renda *per capita* ter alcançado, de modo geral, o mesmo nível nos distintos setores da economia. Além disso, identificou que havia “uma correlação positiva entre a taxa de crescimento econômico global e o excesso da taxa de crescimento da produção manufatureira em relação à taxa de crescimento dos setores não manufatureiros”¹ (Kaldor, 1966, p. 6, *tradução dos autores*). Isto decorre da existência de economias de escala, ou retornos crescentes, que fazem com que a produtividade se eleve como uma resposta do aumento na produção, em geral.

Diante de um cenário em que a Grã-Bretanha, diferentemente de outras economias, não usufruía de um elevado excedente de mão de obra agrícola, que estivesse disponível para o trabalho no setor industrial, Kaldor (1966) inferiu que, no caso de ocorrência de economias de escala potenciais, haveria necessidade de buscar mão de obra de um outro local para, então, suprir a carência das atividades do setor industrial (Rowthorn, 1975).

Nesse contexto, Kaldor (1966) apontou como uma relação empírica o crescimento da produtividade com o da produção. No entanto, havia uma relação dinâmica entre as taxas de mudanças da produtividade e da produção, em vez de entre o nível de produtividade e a escala de produção, pois o progresso tecnológico estava incorporado.

Mediante tais constatações, Kaldor atestou uma restrição no crescimento da produtividade do setor industrial, deduzindo que essa limitação era causada pela baixa oferta de trabalho desse setor. Seu argumento foi o de que, em momentos em que a indústria passa por escassez de trabalho, torna-se incapaz de se beneficiar de economias de escala e, conseqüentemente, a produtividade é prejudicada (Rowthorn, 1975).

Contudo, Rowthorn (1975) sinalizou que Kaldor não descreveu matematicamente a relação entre o crescimento da produtividade (p) e o crescimento do emprego (e), a qual pode ser expressa da seguinte forma: $p = a + be$, sendo $b > 0$. Essa equação especifica que um aumento mais rápido do emprego implica em um crescimento também mais rápido da produtividade.

¹ “There is a positive correlation between the overall rate of economic growth and the excess of the rate of growth of manufacturing output over the rate of growth of the non-manufacturing sectors” (Kaldor, 1966, p. 6).

McCombie (1981) enfatizou que Kaldor argumentava que as disparidades no crescimento entre países desenvolvidos decorriam principalmente das economias de escala, tanto dinâmicas quanto estáticas, predominantes no setor manufatureiro. Contudo, baseou sua sustentação na relação de Verdoorn, a qual apontava que, a cada acréscimo de um ponto percentual no crescimento da produção, ocorria um incremento no crescimento da produtividade de meio ponto percentual.

Rowthorn (1975) indagou a especificação da "Lei" exposta por Kaldor, apontando que, se a demorada taxa de crescimento do Reino Unido fosse a razão da relativa inelasticidade da oferta de trabalho no setor industrial, a forma apropriada seria regredir o crescimento da produtividade diretamente em relação ao emprego, visto que tal estimativa não proporcionaria justificativa para rejeição da hipótese de retornos constantes de escala (McCombie, 1981).

McCombie e Ridder (1984) enfatizaram que a argumentação de Kaldor apontava que um fator significativo dos retornos crescentes era decorrente do avanço da especialização interindústria da manufatura e, por isso, sua reflexão acerca da "Lei" de Verdoorn deveria ser estimada ao nível de fabricação total. Embora a associação intersetorial entre a produtividade e o crescimento do produto se direcionasse a uma relação tecnológica adequadamente especificada, as estimativas se abstrairiam desse componente potencialmente relevante.

Apesar de os mencionados *insights* de Kaldor apresentarem importantes análises, seus relatos descritos, referentes ao assunto, tendiam a exibir suas visões verbalmente e de um modo que tornava difícil investigar a consistência interna e utilizar tal abordagem como ferramenta para análise de políticas (Bradley; Prendergast, 1986).

Advinda das interpretações da contribuição de Verdoorn (1949), a segunda "Lei" de Kaldor (1966) constitui uma associação de causalidade entre as taxas de crescimento da produtividade do trabalho com a do produto, pois, conforme sua constatação, um acréscimo da produção, provocado por uma elevação na demanda, implica em crescimento na produtividade, em setores onde se percebe ocorrência de economias de escala dinâmicas.

Na mesma direção, Boianovsky (2012) argumentou que a segunda "Lei" de Kaldor produziu um suporte para o modelo de causalidade em termos cumulativo de crescimento econômico, bem como a fundamentação para as diversidades notadas nas taxas de crescimento regional ou nacional. Também destacou que o autor percebeu as causas para a queda das economias maduras, caso do Reino Unido, a partir da relativa recessão industrial britânica, então vista como o principal setor dinâmico, por apresentar retornos crescentes de escala dinâmicos e irreversíveis, derivados da transição tecnológica e também do aprendizado.

Mediante essas circunstâncias, Kaldor (1966) recorreu à associação empírica do crescimento da produtividade com o da produção, descrita por Verdoorn (1949). Contudo, assinalou que, por integrar o progresso tecnológico, a "Lei" de Verdoorn era uma relação dinâmica entre as taxas de variação, e não estática, entre o nível de produtividade e a escala de produção (Boianovsky, 2012).

3. Revisão de Literatura

Guimarães (2002) aplicou a LKV na indústria (1970-1997) e na agricultura (1975-1995) brasileira para verificar a relação entre a produção, economia de escala e produtividade do trabalho. Para isso, utilizou a metodologia Autorregressiva Vetorial (VAR). Os resultados para a indústria de transformação mostraram-se coerentes com a existência de retornos crescentes de escala, no que remete ao fator trabalho. Porém, o dinamismo do setor não se mostrou tão intenso como os obtidos em outros países. Para agricultura, os resultados foram válidos para a LKV. Contudo, foi constatado para o setor agrícola resultados excessivos ao que se esperava.

Wells e Thirlwall (2003) testaram as três "Leis" de Kaldor para 45 países africanos, entre 1980 e 1996. O objetivo era investigar se havia alguma evidência de uma correlação positiva entre o crescimento do PIB e o crescimento geral da produtividade do trabalho nesses países e a taxa de expansão do setor industrial. Para isso, foi usada a metodologia de econometria espacial. Para a

segunda “Lei” de Kaldor, diferente do setor industrial, os resultados parecem não identificar, para os setores da agricultura e serviços, associação entre o crescimento do emprego com o crescimento do produto, apontando coerência com a presença de desemprego disfarçado em ambos os setores. Logo, concluiu-se que, para a LKV e para a terceira “Lei” de Kaldor, no geral, o crescimento da produtividade do trabalho na economia aparenta ser fortemente impactado, de modo negativo, pela taxa de crescimento do emprego em atividades não industriais.

Morrone (2006) utilizou a LKV em dois setores brasileiros, aplicando a técnica de séries temporais com modelo de Correção de Erros (MCE) na indústria (1985-2001) e de corte transversal na agropecuária (1970-1995), com o propósito de investigar a ocorrência do fenômeno de economias de escala ao nível macroeconômico. Os resultados para a indústria apresentaram economias de escala estática e dinâmica, validando a LKV antes e depois de 1990. Para agropecuária foi evidenciada ocorrência de economias de escala e, após a inserção da variável contribuição do capital, os modelos de Verdoorn, de Kaldor e o de KV apontaram existência favorável de economias de escala no setor. Assim, concluiu-se que ambos os setores obtiveram economias de escala nos períodos analisados.

Mata, Ponciano e Souza (2006) testaram a LKV por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em termos das especificações kaldorianas, com intuito de ampliar a compreensão do cenário econômico brasileiro, estimando as elasticidades, de curto e longo prazo, da produtividade em relação ao crescimento do produto setorial da economia e analisando a relação comportamental do emprego, da produtividade, do PIB e do valor adicionado ao nível de três setores (agropecuária, indústria e serviços) da economia, além do nacional, entre 1994 a 2003. Os resultados estimados validaram a “Lei” para economia nacional, agropecuária e serviços. Porém, foi exceção para a industrial, ao sinalizar elasticidades marginais em relação à produtividade nula do trabalho, no curto e longo prazo.

Perobelli et al. (2007) investigaram a estrutura espacial da produtividade agrícola das microrregiões brasileiras nos anos de 1991, 1997 e 2003, com aplicação da AEDE. Os resultados mostraram que microrregiões com alta produtividade agrícola fazem fronteira com as que se encontram na mesma condição, e as microrregiões com baixa produtividade agrícola fazem divisa com as de semelhante situação. Assim, foi concluído que a autocorrelação espacial da produtividade agrícola se mostrou crescente para os três anos analisados.

Almeida (2011) elaborou uma equação de Verdoorn local para a agricultura em termos regionais, entre 1993 e 2003, por meio de uma extensão do método de regressões ponderadas geograficamente (RPG). Os resultados apontaram que, pela perspectiva regional, a agricultura brasileira é bastante diversificada e heterogênea, de modo que o melhor modelo encontrado foi o de defasagem espacial. Além disso, a “Lei” de Verdoorn local evidenciou retornos crescentes de escala e efeitos de *catch-up*, tanto em termos locais quanto globais para a agricultura.

A seção a seguir destina-se aos procedimentos econométricos deste trabalho.

4. Metodologia

Anselin (1999) definiu a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) como o agrupamento de técnicas que tem a intenção de relatar e ilustrar, de forma visual, as distribuições espaciais, detectando locais incomuns, casos de *outliers* e padrões de relações oriundas de *clusters* espaciais. Nessa perspectiva, Almeida (2012) destaca que o propósito da AEDE é oportunizar que dados com particularidades espaciais expressem informações originadas de sua análise por si só.

4.1. Autocorrelações espaciais global bivariada e local bivariada

A estatística *I* de Moran possibilita considerar o nível de correlação presente entre uma determinada região e seus referidos vizinhos por meio da análise de uma variável de interesse (Perobelli; Ferreira; Farias, 2006). Em sua contribuição de 1948, Moran estabeleceu um coeficiente de autocorrelação de caráter espacial, por intermédio da medida de autocovariância cruzada, dando

origem ao primeiro coeficiente de autocorrelação em termos espaciais, o qual foi nomeado como I de Moran, descrito algebricamente da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (1)$$

em que, i e j são regiões, n é o número de observações, z é a matriz de variáveis observadas padronizadas, W é a matriz de pesos, w_{ij} é um elemento de W e S_0 é a soma de todos os elementos da matriz W , ou seja, $\sum \sum w_{ij}$. Ou, na forma matricial,

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z' W z}{z' z} \quad (2)$$

em que, n representa o número de regiões, z são os valores da variável de interesse padronizada, Wz denota os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial, W , S_0 é igual à operação, a qual tem como significado que todos os elementos da matriz de pesos espaciais W devem ser somados (Almeida, 2012). As hipóteses da estatística I de Moran testadas são: H_0 aleatoriedade espacial, contra H_1 : autocorrelação espacial.

No contexto bivariado, a autocorrelação global tem como intuito averiguar se os valores de uma determinada variável, observada em uma dada região, detêm algum tipo de relação com os valores de outra variável, investigada em regiões vizinhas (Almeida, 2012). Em outras palavras, o que se pretende apurar é se há ocorrência de um padrão espacial global entre as duas variáveis distintas exploradas. Contudo, para isso, faz-se necessário calcular a estatística I de Moran na forma padronizada (z_1 e z_2) para ambas as variáveis, na forma:

$$I^{z_2 z_1} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (3)$$

No caso de a matriz W ser formalizada na linha, a equação (3) é dada por:

$$I^{z_2 z_1} = \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (4)$$

em que: W é uma matriz de contiguidade, e Wz_2 é uma matriz da defasagem espacial da variável padronizada z_2 .

Em ambas as equações, (3) e (4), é visível que o coeficiente I de Moran possui dois componentes diferentes, pois, na associação bivariada, o numerador expressa uma medida de covariância do tipo cruzado, enquanto o denominador faz referência a um reescalonamento, por meio da variância dos dados (Almeida, 2012).

Na ilustração do diagrama de dispersão de Moran bivariado, a plotagem do eixo das abscissas é composta por valores correspondentes a determinada variável padronizada, a qual é observada em uma região. Por sua vez, no eixo das ordenadas, são apresentados os valores da outra variável, também padronizada, porém observadas nas regiões vizinhas. Representado por inúmeros pontos, pela associação de ambas as variáveis é configurada a declividade da reta de regressão, estimada por MQO, especificada da seguinte forma:

$$Wz_2 = \alpha + \beta z_1 + \varepsilon \quad (5)$$

em que: α é a constante do modelo de regressão, β é o coeficiente angular e ε o termo de erro aleatório. Assim, o coeficiente I de Moran, em sua forma bivariada, pode ser interpretado como o coeficiente angular da reta de regressão (5), que é o próprio β .

Em relação à autocorrelação local bivariada, assim como a global, também é possível encontrar um coeficiente para análise espacial local entre, por exemplo, z_{1i} e z_{2i} . Formalmente, essa correlação é dada por:

$$I_i^{z_2 z_1} = z_{1i} W z_{2i} \quad (6)$$

em que, $I_i^{z_2 z_1}$ indica o grau de associação linear (positiva ou negativa) entre o valor de uma variável padronizada na região i (z_1) e a média de outra variável padronizada (z_2) nas regiões vizinhas ($W z_{2i}$) (Anselin, 2003; Almeida, 2012).

Como habitual, essas estatísticas são apresentadas na forma de mapas, o que favorece as interpretações das estimativas:

- Com competência para registrar padrões locais de autocorrelação espacial, a partir do proposto por Getis e Ord (1992), Anselin (1995) propôs um indicador denominado de Local Indicator of Spatial Association (LISA), o qual compreende qualquer estatística que atenda a duas condições: a primeira é que cada observação deve ser capaz de sinalizar agrupamentos (*clusters*) espaciais com significância estatística; a segunda é que o montante das observações dos indicadores locais (LISAs), de todas as regiões, deve corresponder ao seu proporcional indicador de autocorrelação espacial global.
- A análise de *clusters* viabiliza uma identificação básica, por meio da visualização da formação de grupos de regiões próximas em um mapa, que demonstram valores similares, e que possibilita a ilustração visual de *clusters* no caso da formação de algum aglomerado (Perobelli; Ferreira; Faria, 2007).

De acordo com Almeida (2012), o coeficiente I_i de Moran local classifica o indicador global de autocorrelação espacial com base em cada observação local em quatro ramificações: Alto-Alto (AA), Baixo-Alto (BA), Baixo-Baixo (BB) e Alto-Baixo (AB). Cada uma dessas categorias corresponde a um quadrante dentro do diagrama de dispersão de Moran, como na Figura 1, para o caso bivariado.

Figura 1 - Representação do diagrama de dispersão do I de Moran bivariado

y	2º Quadrante	1º Quadrante
	Baixo-Alto (B-A) Valores Baixos e vizinhos com valores Altos	Alto-Alto (A-A) Valores Altos e vizinhos com valores Altos
	3º Quadrante	4º Quadrante
	Baixo-Baixo (B-B) Valores Baixos e vizinhos com valores Baixos	Alto-Baixo (A-B) Valores Altos e vizinhos com valores Baixos
	Wy	

Fonte: Elaboração própria, com base no Índice de Moran (Almeida, 2012)

No caso das autocorrelações espaciais bivariadas, fazendo as adaptações para as duas variáveis analisadas neste estudo, pode-se interpretar a Figura 1 como:

- Para o *cluster AA*, a média do valor da produção agrícola (VPA) de uma microrregião geográfica correlaciona-se positivamente ao pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas, validando a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (LKV), em razão de a interação ser positiva;
- Para o *cluster BA*, a média do VPA de uma microrregião geográfica correlaciona-se negativamente com o POC na agricultura das microrregiões fronteiriças, demonstrando ausência de associação da LKV, devido à relação ser negativa entre as variáveis;
- Para o *cluster BB*, a média do VPA de uma microrregião geográfica correlaciona-se positivamente com o POC na agricultura das microrregiões com quem fazem divisas, também validando a LKV, por haver associação espacial positiva; e
- Para o *cluster AB*, a média do VPA de uma microrregião geográfica correlaciona-se negativamente com o POC na agricultura das microrregiões com as quais possuem limites, evidenciando, assim, não haver relação associativa entre ambas as variáveis.

Para detectar os *outliers*, usou-se o teste de *Grubbs*, o *Box-Plot* e o *Cartograma*.

4.2 Fonte de dados e as variáveis

Para investigar a relação entre produtividade e produção agrícola nas microrregiões brasileiras, estabelecida na LKV, foram consideradas duas variáveis: pessoal ocupado (POC), ou empregado, na agricultura e o valor da produção agrícola (VPA) nominal, das lavouras permanentes e temporárias, já analisadas por Morrone (2006). Além disso, pela necessidade de intensificar a variável produtividade, foi feita a razão entre as variáveis VPA real com o POC. Nesse sentido, coletaram-se dados das 558 microrregiões geográficas dos censos agropecuários dos anos de 2006 e 2017 do Sistema IBGE de Recuperação Automática (IBGE, 2017).

A variável monetária nominal, valor da produção agrícola (VPA), foi deflacionada pelo Índice de Preços do Consumidor Amplo (IBGE, 2017). 2019 foi considerado o ano base, justificado por ser antecedente à crise sanitária mundial que assolou o mundo por meio do novo Coronavírus, nomeado como SARS-CoV-2.

Assim como em Marrone (2006), também foi aplicada a metodologia de Stoneman (1979) para o cálculo da taxa de crescimento média, mostrada a seguir:

$$g_x = \frac{1}{n} (\log_e x_{t+n} - \log_e x_t) \quad (7)$$

em que: g_x é a taxa de crescimento logarítmica da variável x , n é o número de períodos entre as duas observações e $\log_e x_t$ é o logaritmo natural da variável x_t .

Assim, variáveis utilizadas na aplicação da AEDE foram transformadas em: taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) real e taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura, ambas do período de 2006 a 2017.

Para a estruturação dos mapas das microrregiões geográficas brasileiras, fez-se o uso do *shapefile* das “Malhas² de Setores Censitários do Censo Agropecuário 2017”, disponível no site do IBGE (2017). Isto posto, para a análise dos *clusters* espaciais, foi usado o *software* livre GeoDa versão 1.20.

Como nos estudos de Perobelli, Ferreira e Faria (2007) e Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), nesta pesquisa utiliza-se a matriz de pesos espaciais, W , baseada na distância euclidiana dos k -vizinhos mais próximos de cada uma das microrregiões. Seguindo o critério dos autores, utilizou-se

² Para maiores detalhes, conferir: <https://censoagro2017.ibge.gov.br/resultados-censo-agro-2017/malha-de-setores-censitarios.html>

uma métrica para definir o número de vizinhos, que consiste na distância medida pelo grande círculo entre os centros das microrregiões geográficas. Essa matriz de pesos espaciais é descrita como:

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0, & \text{se } i = j \\ w_{ij}(k) = 1, & \text{se } d_{ij} \leq D_i(k) \text{ e } \hat{w}_{ij}(k) = w_{ij}(k) / \sum_j w_{ij}(k) \text{ para } k = 1, 2, \dots, n \\ w_{ij}(k) = 0, & \text{se } d_{ij} > D_i(k) \end{cases} \quad (7)$$

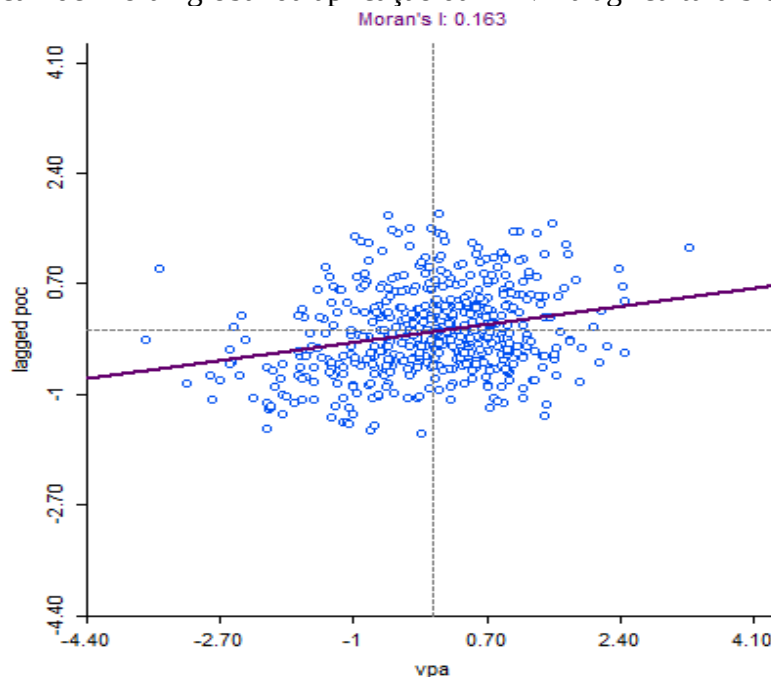
em que: d_{ij} representa a distância, medida pelo grande círculo, entre os centros das microrregiões i e j ; $D_i(k)$ é um valor crítico que define o valor de corte para cada região, em outras palavras, é a distância máxima para considerar microrregiões vizinhas à microrregião i . Dessa forma, distâncias acima desse ponto não serão tomadas como vizinhas da microrregião analisada. Com essa métrica, assim como nos estudos mencionados, este estudo vai contar com $k = 7$.

5. Análise e discussão dos resultados

Entre as 558 microrregiões geográficas estimadas pela LKV e verificadas pelo teste de Grubbs, o Box-Plot e o Cartograma, na relação bivariada entre as taxas de crescimento do VPA e do POC, foram encontradas cinco microrregiões com taxas de crescimento discrepantes: Nordeste de Roraima (RR), Miracema do Tocantins (TO), Barra do Piraí (RJ), Franco da Rocha (SP) e Fernando de Noronha (PE).

Em razão dos *outliers* detectados, houve a necessidade da remoção das observações das microrregiões mencionadas, a fim de evitar que a análise dos *clusters* espaciais gerados pelas taxas de crescimento fossem viesadas. Após a eliminação de tais observações das bases de dados, as séries foram contempladas com 553 microrregiões. Com isso, seguiu-se à análise por meio da Figura 2.

Figura 2 - Estatística I de Moran global da aplicação da LKV na agricultura brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa

Uma vez constituída a base de dados livre dos *outliers*, verificou-se a presença de autocorrelação espacial global bivariada nos dados, usando estatística *I* de Moran global, ilustrada graficamente na Figura 2. O resultado alcançado foi $I = 0,163$, bem acima do valor crítico de $-0,0018$. Isto permite rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial bivariada, ou seja, existe interação espacial entre as variáveis taxas de crescimento do VPA e do POC nas microrregiões amostradas.

Observando com melhor acuidade a distribuição dos pontos da Figura 2, em que cada ponto representa uma microrregião específica, é possível notar que as observações se mostraram bastante concentradas em torno da reta. Porém, cabe destacar que três pontos ficaram um pouco mais dispersos, vis-à-vis aos demais, um situado no primeiro quadrante e dois no segundo.

Quadro 1 - Microrregiões classificadas por unidades federativas (UFs) pela aplicação da LKV na agricultura, 2017

UFs	N.S.	0,05	0,01	0,001	N.S.	AA	BB	BA	AB
	364	94	61	34	364	53	66	34	36
RO	5	3	-	-	5	-	-	-	3
AC	1	4	-	-	1	2	-	2	-
AM	3	3	3	4	3	5	-	5	-
RR	-	-	3	-	-	-	-	3	-
PA	7	5	7	3	7	6	-	9	-
AP	-	-	2	2	-	3	-	1	-
TO	5	2	-	-	5	2	-	-	-
MA	13	4	4	-	13	-	4	-	4
PI	8	5	2	-	8	-	4	-	3
CE	12	10	7	4	12	-	19	-	2
RN	7	3	5	4	7	-	8	-	4
PB	10	2	5	6	10	-	13	-	-
PE	10	5	3	-	10	-	8	-	-
AL	9	3	1	-	9	-	4	-	-
SE	12	1	-	-	12	-	1	-	-
BA	29	3	-	-	29	-	3	-	-
MG	58	7	1	-	58	4	1	3	-
ES	13	-	-	-	13	-	-	-	-
RJ	8	7	2	-	8	4	-	5	-
SP	53	6	3	-	53	1	1	3	4
MS	3	1	4	3	3	7	-	1	-
MT	10	4	4	4	10	10	-	2	-
GO	10	5	1	2	10	8	-	-	-
DF	-	1	-	-	-	1	-	-	-
PR	25	8	4	2	25	-	-	-	14
SC	20	-	-	-	20	-	-	-	-
RS	33	2	-	-	33	-	-	-	2

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa

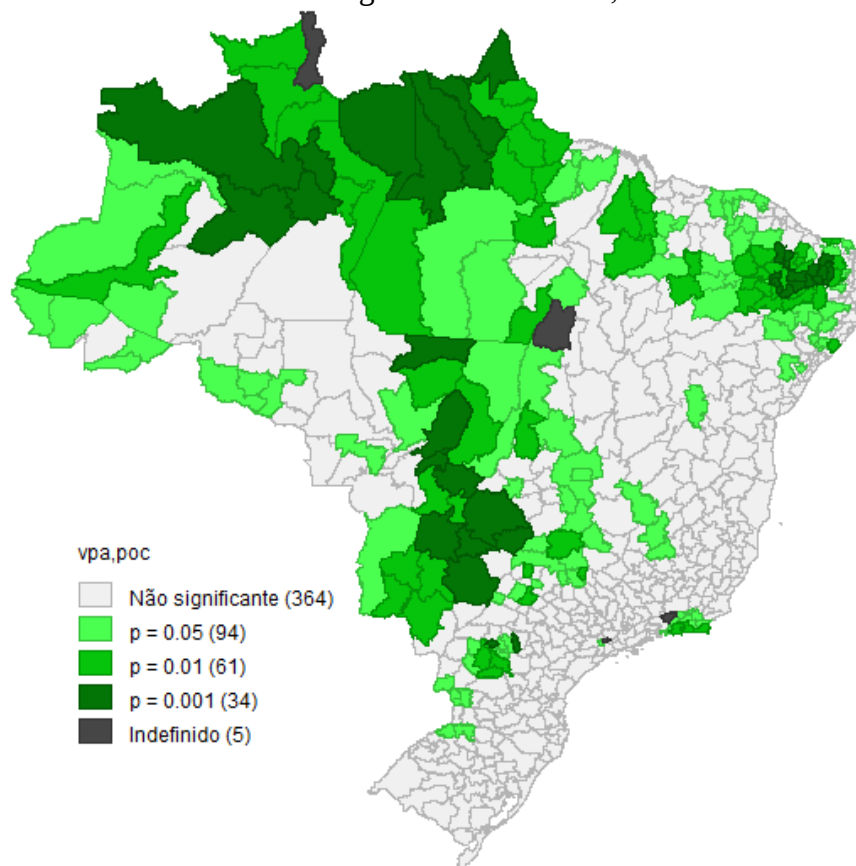
O Quadro 1 retrata o número de microrregiões estatisticamente significativas, bem como as não significativas, aos níveis de 5%, 1% e 0,1% de significância. Também é notável que, das 553 microrregiões, 364 não apresentaram autocorrelação espacial significativa, tampouco estão entre as quatro classificações retratadas nas últimas quatro colunas do referido quadro.

Além disso, é possível observar que o estado do Ceará foi o que apresentou maior número de microrregiões com autocorrelação espacial significativa, sendo 19 no *cluster* de perfil **BB** e duas do tipo **AB**. Por outro lado, o estado do Rio Grande do Sul apresentou apenas duas microrregiões com autocorrelação espacial significativa, do tipo **AB**; também, a única microrregião de Brasília, a do Distrito Federal, de perfil **AA**.

A AEDE contempla, também, a estatística *I* de Moran local bivariada, devido à estatística de Moran global ocultar padrões locais de autocorrelação espacial. Nesse sentido, a Figura 3 ilustra

clusters espaciais em termos locais, permitindo verificar quantas e quais microrregiões da relação de Kaldor-Verdoorn são estatisticamente significativas, em até 5% de significância.

Figura 3 - *Clusters* espaciais do *I* de Moran LISA, por significância das microrregiões, segundo a aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn na agricultura brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Na Figura 3, é possível visualizar que a LKV não apresentou significância estatística, em qualquer nível de significância, em 364 microrregiões geográficas. Contudo, existe autocorrelação espacial, validando a LKV, em 94 microrregiões, ao nível de 5% de significância estatística; 61 microrregiões, a 1%; e 34 microrregiões, a 0,1%.

Nesse sentido, conforme o Quadro 1 e a Figura 3, para a relação bivariada da LKV testada entre as taxas de crescimento do VPA e do POC, ao nível de 5% de significância, foram encontradas 17 microrregiões na região Norte; 36 microrregiões na região Nordeste; 20 microrregiões na região Sudeste; 11 microrregiões na região Centro-Oeste; e dez microrregiões na região Sul.

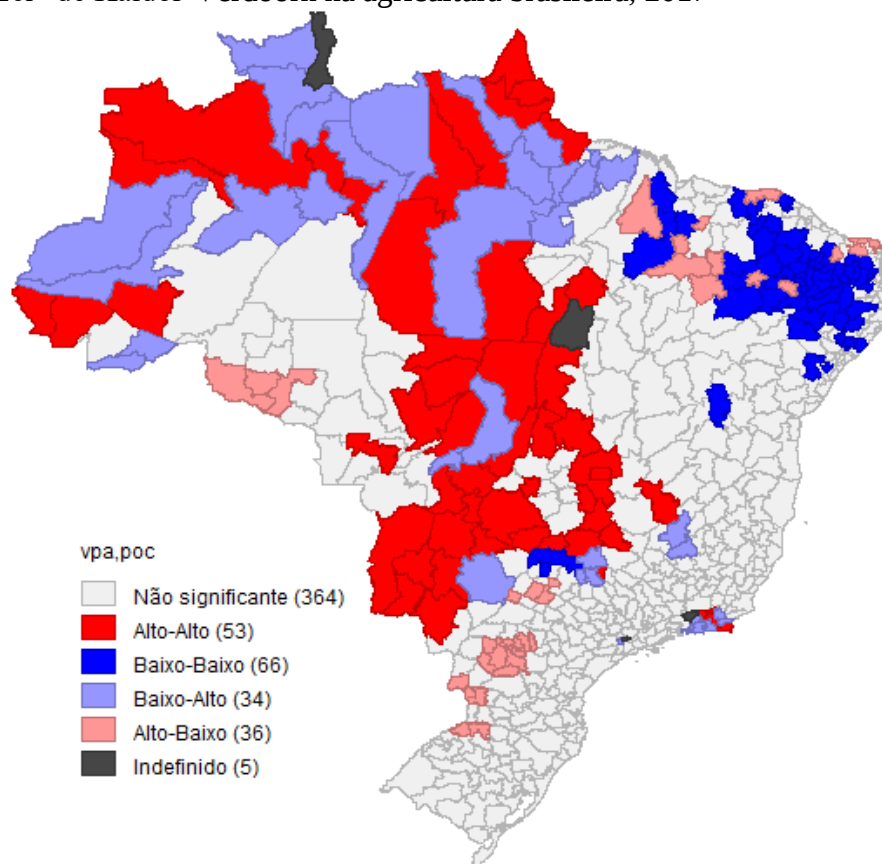
Ao nível de 1% de significância, detectaram-se 15 microrregiões na região Norte; 27 na região Nordeste; seis no Sudeste; nove no Centro-Oeste; e quatro na região Sul. Finalmente, ao nível de 0,1% de significância, foram observadas nove microrregiões no Norte; 14 no Nordeste; nenhuma no Sudeste; nove no Centro-Oeste; e duas microrregiões na região Sul.

Também foi observado, através do Quadro 1 e da Figura 3, que a concentração, quanto aos três níveis de significância, segue a seguinte ordem: a região Nordeste possui 77 microrregiões significativas, a região Norte, 38, a região Centro-Oeste, 29, a região Sudeste, 26 e a região Sul, 16 microrregiões.

A Figura 4 ilustra os *clusters* de Moran LISA para a LKV, tendo como finalidade compreender, por meio da análise, as associações compostas por cada um dos *clusters* identificados.

Para isso, utilizou-se da interpretação adaptada da Figura 1, observando a distribuição das microrregiões do Quadro 1 e da Figura 4.

Figura 4 - *Clusters* espaciais do *I* de Moran LISA, pela composição das microrregiões, segundo a aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn na agricultura brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa

Por meio da relação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC, Figura 4, foram identificados cinco *clusters* espaciais locais AA, tipo LISA, estatisticamente significativos, em 53 microrregiões. Destas, 50 compõem os *clusters* para essa classificação. 18 microrregiões são localizadas na região Norte, sete na região Sudeste e 25 na região Centro-Oeste.

O primeiro *cluster* foi composto por três microrregiões geográficas: Cruzeiro do Sul e Tarauacá, localizadas no estado do Acre, e Boca do Acre, localizada no Amazonas. O segundo *cluster* de perfil AA foi formado por quatro microrregiões localizadas no estado do Amazonas: Rio Negro, Japurá, Rio Preto da Eva e Itacoatiara. O terceiro *cluster* AA foi constituído por quatro microrregiões no estado do Amapá: Arari, Oiapoque, Amapá e Macapá.

O quarto e maior *cluster* foi formado por cinco microrregiões no estado do Pará, duas em Tocantins, três em Minas Gerais, sete no Mato Grosso do Sul, nove no Mato Grosso, oito em Goiás e uma no Distrito Federal, totalizando 35 microrregiões geográficas. No Pará: Santarém, Almeirim, Itaituba, São Félix do Xingu e Conceição do Araguaia. Em Tocantins: Araguaína e Rio Formoso. Em Minas Gerais: Ituiutaba, Uberlândia e Patrocínio. No Mato Grosso do Sul: Baixo Pantanal, Aquidauana, Alto Taquari, Campo Grande, Cassilândia, Bodoquena e Dourados. No Mato Grosso: Colíder, Alto Teles Pires, Sinop, Paranatinga, Norte Araguaia, Médio Araguaia, Tesouro, Rondonópolis e Alto Araguaia. Em Goiás: São Miguel do Araguaia, Porangatu, Iporá, Entorno de Brasília, Sudoeste de Goiás, Pires do Rio, Catalão e Quirinópolis. Por fim, no Distrito Federal: Brasília.

O quinto e último *cluster* com a classificação **AA** é composto por quatro microrregiões do estado do Rio de Janeiro: Três Rios, Lagos, Serrana e Macacu-Caceribu.

Nesse cenário, para o *cluster AA*, a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) em uma microrregião impacta positivamente a taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas, o que valida a LKV, pois a interação é positiva.

Contudo, mesmo que, em sua totalidade, as microrregiões dos *clusters* encontrados tenham sido cercadas por microrregiões classificadas com alto valor de associação, é possível evidenciar que uma quantidade significativa de suas vizinhanças, 25 microrregiões, são categorizadas como BA relação da “Lei”. Além disso, também fizeram fronteira com microrregiões que não foram espacialmente significativas.

Também cabe destacar, conforme a LKV, que o Pará e o Mato Grosso apresentaram, na composição dos *clusters* espaciais, com perfil **AA**, os maiores números de microrregiões, nove cada, em relação ao total. Isto demonstra um grande dinamismo no setor agrícola. Todavia, Acre e Tocantins foram os estados que obtiveram apenas duas microrregiões e o Distrito Federal, somente uma.

No mapa de *clusters* LISA, Figura 4, das 66 microrregiões, 62 fazem parte da formação dos quatro *clusters* espaciais do tipo **BB**, para relação da LKV. Destas, 60 se localizam na região Nordeste e somente duas na região Sudeste.

O primeiro *cluster* classificado como **BB**, tipo LISA, pertence ao estado do Maranhão, composto por quatro microrregiões: Baixada Maranhense, Médio Mearim, Alto Mearim e Grajaú.

O segundo *cluster* espacial de categoria **BB**, com um total de 54 microrregiões, foi identificado na região nordestina, com quatro microrregiões no estado do Piauí: Litoral Piauiense, Valença do Piauí, Picos, Alto Médio Canindé. 17 microrregiões no estado do Ceará: Ibiapaba, Coreaú, Ipu, Santa Quitéria, Sertão de Cratêus, Sertão de Quixeramobim, Sertão de Inhamuns, Sertão de Senador Pompeu, Médio Jaguaribe, Serra do Pereiro, Iguatu, Várzea Alegre, Lavras da Mangabeira, Chapada do Araripe, Caririçu, Barro, Brejo Santo. Sete microrregiões no estado do Rio Grande do Norte: Serra de São Miguel, Pau dos Ferros, Umarizal, Serra de Santana, Seridó Ocidental, Seridó Oriental, Borborema Potiguar. 13 microrregiões no estado da Paraíba: Catolé do Rocha, Cajazeiras, Sousa, Patos, Piancó, Itaporanga, Serra do Teixeira, Seridó Ocidental Paraibano, Seridó Oriental Paraibano, Cariri Ocidental, Curimataú Ocidental, Curimataú Oriental, Campina Grande. Oito microrregiões no estado de Pernambuco: Araripina, Salgueiro, Pajeú, Sertão do Moxotó, Itaparica, Vale do Ipanema, Vale do Ipojuca, Garanhuns. Quatro microrregiões no estado de Alagoas: Batalha, Arapiraca, Traipu, São Miguel dos Campos. Por fim, foi registrada uma microrregião na Bahia: Paulo Afonso.

No Ceará, duas microrregiões, a de Itapipoca e de Uruburetama constituíram o terceiro *cluster*. Para o quarto *cluster* de perfil **BB**, a composição foi formada por duas microrregiões: Frutal, em Minas Gerais, e Fernandópolis, em São Paulo.

Nessa relação, para *cluster BB*, a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA), em uma microrregião, impacta positivamente a taxa de crescimento do pessoal (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas, validando também a LKV, por ocorrer associação espacial positiva.

Além disso, os *clusters* dessa classificação também se mostraram cercados por 12 microrregiões, categorizadas com **AB** na relação da LKV, três classificadas como **AA**, duas como **BA**, bem como fizeram fronteira com as que não possuem significância espacial e nem fazem parte de uma das quatro classificações.

Pela classificação do tipo **BA**, retratada na Figura 4, das 34 microrregiões, 32 fizeram parte da formação dos dez *clusters* espaciais. Os cinco primeiros *clusters* foram localizados na região Norte, do sexto ao nono na região Sudeste, e o décimo *cluster* foi encontrado na região Centro-Oeste.

O primeiro *cluster* espacial de perfil **BA** foi formado pelas microrregiões de Rio Brando e Brasília, situadas no estado do Acre. O segundo *cluster* é agrupado pelas microrregiões de Alto Solimões e Juruá, no estado do Amazonas. O terceiro *cluster* é estruturado pelas microrregiões de

Coari e Manaus, no estado do Amazonas. O quarto *cluster*, com cinco microrregiões, é composto da seguinte forma: Parintins, no Amazonas, Boa Vista, Caracaraí e Sudeste de Roraima, em Roraima, e Óbidos, no Pará. Constituído por nove microrregiões, o quinto *cluster*, tipo **BA**, tem em sua composição as microrregiões de Portel, Furos de Breves, Castanhal, Cametá, Tomé-Açu, Guamá, Altamira, Tucuruí, no estado do Pará, e Mazagão, no estado de Amapá.

O sexto *cluster* espacial **BA** é composto por três microrregiões: Uberaba, em Minas Gerais, Barretos e São Joaquim da Barra, em São Paulo. Na formação do sétimo *cluster*, foram localizadas duas microrregiões, a de Curvelo e Sete Lagoas, ambas de Minas Gerais. O oitavo *cluster* é formado por duas microrregiões do Rio de Janeiro: Nova Friburgo e Bacia de São João. Também situado no estado do Rio de Janeiro, o nono *cluster* teve como composição as microrregiões de Vassouras, Itaguaí e Rio de Janeiro.

Finalmente, o décimo *cluster* espacial tipo **BA** foi encontrado no estado do Mato Grosso, tendo como microrregiões: Canarana e Primavera do Leste.

Assim, para o *cluster* **BA**, a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) em uma microrregião impacta negativamente na taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas, apontando ausência de associação da LKV, visto que a relação é negativa entre as variáveis.

Ademais, foi verificado que, nessa classificação, além de as microrregiões serem vizinhas das que possuíam a mesma classificação, isto é, baixa taxa de crescimento entre o VPA e o POC, essas microrregiões também são rodeadas por uma pequena quantidade de vizinhas sem significância espacial, além de serem cercadas por 24 microrregiões classificadas como **AA**.

Das 36 microrregiões ilustradas no mapa de *cluster* LISA **AB**, Figura 4, 28 constituem os sete *clusters* espaciais, sendo o primeiro localizado na região Norte, o segundo e terceiro na região Nordeste, o quarto na Sudeste e o quinto, sexto e sétimo na região Sul. O primeiro *cluster* foi formado por três microrregiões no estado de Rondônia: Guajará-Mirim, Alvorada D'Oeste e Cacoal.

O segundo *cluster* espacial tipo **AB** foi constituído por duas microrregiões do Maranhão e duas do Piauí: Presidente Dutra e Chapadas do Alto Itapecuru, do Maranhão, e Médio Parnaíba Piauiense e Floriano, do Piauí. O terceiro *cluster* categorizado como **AB** foi composto por três microrregiões: Macau, Angicos e Litoral Nordeste, todas do Rio Grande do Norte. O quarto *cluster* foi composto por três microrregiões do estado de São Paulo: Nhandeara, Araçatuba e Birigui.

O quinto *cluster* tipo **AB** foi estruturado pelas microrregiões Cianorte, Goioerê, Campo Mourão, Floraí, Maringá, Apucarana, Londrina, Faxinal, Ivaiporã e Assaí, todas as dez situadas no Paraná. O sexto *cluster* espacial foi composto por três microrregiões paranaenses: Foz do Iguaçu, Capanema e Francisco Beltrão. Finalmente, o sétimo *cluster* de perfil **AB** foi composto pelas microrregiões de Três Passos e Frederico Westphalen, ambas do Rio Grande do Sul.

Há evidências de que, para os *clusters* **AB**, a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA), em uma microrregião, impacta de modo negativo na taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões vizinhas. Assim, evidencia-se não haver relação entre ambas as variáveis.

Além dessa ocorrência, as microrregiões que compõem os *clusters* dessa classificação também se mostraram vizinhas de outras 13, categorizadas como **BB**, e rodeadas por uma quantidade significativa de microrregiões que não apresentaram significância espacial, e tampouco estão em uma das quatro classificações mencionadas.

Um fator negativo a ser apontado é que, do total das microrregiões analisadas, 364 microrregiões geográficas não apresentaram significância espacial pela LKV, ao menos para os três níveis averiguados, e nem mesmo se enquadraram nas quatro classificações mencionadas. Isto ficou visível ao verificar que nenhuma das 33 microrregiões (Quadro 1), situadas nos estados do Espírito Santo e Santa Catarina, foram significativas, nem mesmo se encontram em uma das quatro classificações. Isso significa que, em uma pequena quantidade de microrregiões, foram encontradas

evidências estatísticas capazes de comprovar a LKV. Entretanto, em cerca de 66,13% dessas microrregiões, isto não foi possível.

Os *clusters* espaciais formados pelas microrregiões geográficas constituídas pela associação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC, classificados como **AA** e **BB**, foram coerentes com os achados de Guimarães (2002), para indústria e agricultura; Morrone (2006), para indústria e agropecuária; e Mata, Ponciano e Souza (2006), para economia nacional, agropecuária e serviços, ao encontrarem associação positiva para a LKV. Isto ficou evidente na relação constatada para a indústria, por Kaldor (1966).

Contrapondo as classificações anteriores, os *clusters* espaciais de categorias **BA** e **AB** resultantes da interação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC para as microrregiões brasileiras, apontaram concordância com o estudo de Wells e Thirlwall (2003), para os setores da agricultura e serviços, ao apresentarem associação negativa para a LKV. Assim, também, demonstrou-se conformidade com a relação negativa encontrada por Kaldor (1966) para a agricultura.

Contudo, para os *clusters* categorizados como **BA**, ou seja, com baixa taxa de crescimento do VPA, por mão de obra, e alta taxa de crescimento do POC na produção agrícola, isto pode talvez ser efeito da carência de tecnologia empregada na produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, no período investigado.

Por outro lado, para os *clusters* com perfil **AB**, que apresentaram alta taxa de crescimento do VPA, por mão de obra, e baixa taxa de crescimento do POC na produção agrícola, isto também talvez pode ter sido causado pelo uso de tecnologia, na produção agrícola das microrregiões, mesmo que em pequena escala.

Dessa forma, por meio das evidências encontradas nas Figuras 3 e 4, foi possível verificar que os resultados alcançados por meio da análise espacial para LKV corroboram com os achados de Perobelli et al. (2007), os quais apontaram que microrregiões com produtividade agrícola alta eram vizinhas das que detinham resultados da produtividade também alta, assim como as com baixa produtividade agrícola faziam fronteira com as de igual resultado.

Ainda com base nas Figuras 3 e 4, os resultados deste estudo referentes à aplicação da LKV na agricultura localizada nas microrregiões geográficas do Brasil mostraram-se alinhados aos resultados encontrados por Almeida (2011), ao empregar a “Lei” de Verdoorn local na agricultura regional brasileira. O autor trouxe evidências de diversificação e heterogeneidade na atividade agrícola nacional, o que pode ser percebido por meio das classificações deste estudo.

Em consonância com essa constatação, Kaldor (1966) já havia admitido que a solução para a incerteza referente à causalidade entre a produção e a produtividade era a ampla diferença no crescimento da produtividade, nesse caso, dos mesmos produtos no mesmo ano, porém em distintas microrregiões geográficas brasileiras.

Uma vez que as classificações dos *clusters* espaciais, Figura 4, mostraram-se distintas para o caso da agricultura brasileira, esses resultados apresentaram consonância com a literatura kaldoriana, a qual descreve que países possuem diferenças em suas taxas de crescimento, em razão da divergente velocidade do crescimento da demanda (Pereira; Romero; Medeiros, 2021).

Respondendo ao problema da pesquisa, a maior concentração da relação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC na agricultura brasileira, nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, foi estabelecida pelos *clusters* espaciais do tipo **BB**, compostos por microrregiões situadas nas regiões Nordeste e Sudeste, seguidos pelos *clusters* espaciais do tipo **AA**, cuja composição inclui microrregiões localizadas nas regiões Norte, Centro-Oeste e Sudeste (Quadro 1 e Figura 4).

No que tange ao setor manufatureiro, a LKV assegura que o crescimento da produtividade se vincula positivamente ao crescimento da produção no setor (Thirlwall, 1983). Dessa forma, a sustentação anterior se aplica ao presente estudo referente à LKV na produção agrícola das lavouras permanentes e temporárias das microrregiões brasileiras. Isto se deve às constatações das Figuras 3 e 4, que apontam para os *clusters* **AA**, onde a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) em uma microrregião tem efeito positivo na taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na

agricultura das microrregiões vizinhas. Da mesma forma, para os *clusters* **BB**, a taxa de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) em uma microrregião tem efeito positivo na taxa de crescimento do pessoal ocupado (POC) na agricultura das microrregiões com as quais possuem limites.

6. Conclusões

A escolha do estudo da relação bivariada entre as taxas de crescimento do VPA e do POC na agricultura brasileira está associada ao papel ativo que esse setor tem apresentado no cenário econômico nacional. Suas contribuições geram emprego, renda e suprem as necessidades alimentares básicas da população. Assim, o objetivo deste estudo foi investigar o desempenho da relação de Kaldor-Verdoorn entre a produtividade do trabalho e a produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras no período de 2006 a 2017.

Os resultados apontaram que os *clusters* espaciais, classificados como **AA**, para relação positiva da LKV, estão situados em 50 microrregiões das unidades federativas do Acre, Amazonas, Amapá, Pará, Tocantins, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás e Distrito Federal, sendo o Amapá e o Mato Grosso os estados com maior número de microrregiões do tipo **AA**, taxas de crescimento entre o VPA e o POC. Por outro lado, Acre e Tocantins, além do Distrito Federal, foram as unidades federativas que apresentaram a menor quantidade de microrregiões com essa classificação.

Ainda para a associação positiva da LKV, os *clusters* espaciais categorizados como **BB** foram compostos por 62 microrregiões geográficas, localizadas nos estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Minas Gerais e São Paulo. Nesse sentido, o Ceará foi o estado que teve a maior quantidade de microrregiões com *clusters* espaciais **BB**, e a Bahia, Minas Gerais e São Paulo os que apresentaram menor quantidade de microrregiões com taxas de crescimento na relação espacial bivariada, das variáveis em análise.

Assim, foi observado que as maiores composições de *clusters* espaciais foram geradas por consideráveis quantidades de microrregiões que obtiveram altas e baixas associações com as que fizeram fronteiras, as quais se mostram em consonância com a literatura, por sustentarem a relação positiva da LKV. Convém destacar que, para a relação entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola nacional, os *clusters* espaciais do tipo Baixo-Alto e Alto-Baixo também envolveram uma considerável quantidade de microrregiões. Porém, os *clusters* com essas classificações estão em desacordo com a associação da LKV, em razão de possuírem correlações negativas para conexão entre as variáveis estudadas.

Outra ocorrência relevante para o estudo, identificada por meio das taxas de decrescimento das variáveis analisadas, vista pela LKV, é que as lavouras brasileiras são diversificadas e heterogêneas, em razão das particularidades que possuem as diferentes microrregiões das unidades federativas. Essa constatação foi observada ao verificar que 364 microrregiões não se enquadraram em nenhuma das quatro classificações – **AA**, **BB**, **BA** ou **AB** –, as quais podem correlacionar as variáveis em análise, de modo positivo ou negativo.

Nesse sentido, a relação entre o efeito causado pela taxa de crescimento do VPA de uma microrregião sobre a taxa de crescimento do POC na agricultura das microrregiões vizinhas, conforme a LKV, apresentou evidências importantes e significativas que, se corrigidas, no sentido de discussões, pesquisas, elaboração e aplicação de novas políticas agrícolas, podem trazer melhorias para elevar o nível da produtividade nas lavouras brasileiras.

Nesse contexto, por exemplo: (i) as microrregiões geográficas da região Sul mostraram-se as mais deficientes em termos da relação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC na agricultura, para período de 2006 a 2017; (ii) nas regiões Sul e Nordeste, não houve formação de nenhum *cluster* espacial de microrregiões geográficas com perfil **AA**; e (iii) das 553 microrregiões investigadas, 364 não apresentaram significância estatística espacial.

Além disso, vale salientar que, para os *clusters* do tipo **BA**, a baixa taxa de crescimento do VPA, por mão de obra, associada à alta taxa de crescimento do POC na agricultura, talvez possa ter essa classificação pela carência de tecnologia empregada na produção agrícola das microrregiões brasileiras, no período analisado.

Assim como *clusters* de perfil **AB**, que demonstraram alta taxa de crescimento do VPA, por mão de obra, e baixa taxa de crescimento do POC na produção agrícola, porventura podem ter tido ajuda de ferramentas tecnológicas que auxiliaram na elevação da produtividade, apesar do baixo crescimento do POC na atividade agrícola.

Também foi possível observar que os resultados dos *clusters* espaciais estão em consonância com a hipótese testada, de que a relação de Kaldor-Verdoorn entre as taxas de crescimento do valor da produção agrícola (VPA) e do pessoal ocupado (POC) nas lavouras situadas nas microrregiões brasileiras expressam potencial para servir como possível ferramenta de políticas agrícolas, em especial para as lavouras localizadas nas microrregiões que possuem **BA** e **AB** correlação entre as taxas de crescimento do VPA e do POC.

Em suma, a “Lei” de Kaldor-Verdoorn apresentou resultados significativos para o estudo da agricultura nas lavouras localizadas nas microrregiões geográficas brasileiras. Nesse sentido, é possível a aplicação da LKV em novos trabalhos para localidades específicas. Assim, conforme dados mais recentes forem disponibilizados, outras investigações podem ser feitas para melhor compreensão da associação entre a produtividade do trabalho e a produção do setor agrícola brasileiro.

7. Referências

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012. 498 p.

ALMEIDA, E. Lei de Verdoorn local para a agricultura. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 42, n. 1, p. 88-104, 2011.

ALMEIDA E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **RER**, Rio de Janeiro, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan./mar., 2008. <https://doi.org/10.1590/S0103-20032008000100002>

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association-LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, Apr. 1995. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>

ANSELIN, L. Spatial externalities. **International Regional Science Review**, v. 26, n. 2, p. 147-152, Apr. 2003. <https://doi.org/10.1177/0160017602250972>

ANSELIN, L. The Future of Spatial Analysis in the Social Sciences. **Geographic Information Sciences**, v. 5, n. 2, p. 67-76, Dec. 1999. <https://doi.org/10.1080/10824009909480516>

BOIANOVSKY, M. Ingvar Svennilson and the Kaldor-Verdoorn Law. In: KRÄMER, H. M.; KURZ, H. D.; TRAUTWEIN, H-M. **Macroeconomics and the History of Economic Thought**: Festschrift in honor of Harald Hagemann. New York: Routledge, 2012. p. 131-144.

BRADLEY, J.; PRENDERGAST, G. Verdoorn's Law: A Retrospective View. **The Economic and Social Review**, v. 17, n. 2, p. 75-85, Jan. 1986.

CARVALHO, P. G. M. As vertentes teóricas da produtividade. **Revista de Economia contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 2, p. 67-92, jul./dez. 2001.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). **Visão 2030: Futuro da Agricultura Brasileira**. Brasília, DF: Embrapa, 2018. p. 212.

FEIJÓ, C. A.; CARVALHO, P. G. M. Uma interpretação sobre a evolução da produtividade industrial no Brasil nos anos noventa e as “leis” de Kaldor. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 2, n. 12, p. 57-78, jul./dez. 2002.

FORNAZIER, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Heterogeneidade Estrutural na Produção Agropecuária: Uma comparação da produtividade total dos fatores no Brasil e nos Estados Unidos**. Texto para Discussão, n. 1819. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, mar., 2013. 44 p.

GABRISCH, H. The long-run properties of the Kaldor–Verdoorn law: A bounds test approach to a panel of Central and East European (CEE) countries. **Empirica**, v. 48, p. 101-121, 2021. DOI: 10.1007/s10663-019-09467-0

GETIS, A.; ORD, J. K. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. **Geographical Analysis**, v. 24, n. 3, p. 189-206, July 1992. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x>

GUIMARÃES, P. W. **A Lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. 2002. 113 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário**. 2017. Rio de Janeiro: IBGE. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/agricultura-e-pecuaria/21814-2017-censo-agropecuário.html?=&t=downloads>. Acesso em: 13 jun. 2021.

KALDOR, N. Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom. **Cambridge University Press**, p. 1-40, 1966. <https://doi.org/10.1017/S0770451800040616>

KALDOR, N. Economic growth and the Verdoorn Law - A comment on Mr. Rowthorn's article. **The Economic Journal**, v. 85, n. 340, p. 891-896, 1975. <https://doi.org/10.2307/2230633>

MAGACHO, G. R.; MCCOMBIE, J. S. L. Verdoorn's law and productivity dynamics: An empirical investigation into the demand and supply approaches. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 40, n. 4, p. 600-621, 2017. <https://doi.org/10.1080/01603477.2017.1299580>

MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G.; DA ROSA, A. L. T. Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997). **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 3, p. 457-482, 2002. <https://doi.org/10.1590/S0034-71402002000300004>

MATA, H. T. C.; PONCIANO, N. J.; SOUZA, P. M. Uma interpretação da Lei de Kaldor-Verdoorn para a análise setorial do PIB, produtividade e emprego na economia brasileira. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa, v. 4, n. 1, 1 jun. 2006. <https://doi.org/10.25070/rea.v4i1.71>

MCCOMBIE, J. S. L. What Still Remains of Kaldor's Laws? **The Economic Journal**, v. 91, n. 361, p. 206-216, Mar. 1981. <https://doi.org/10.2307/2231710>

MCCOMBIE, J. S. L.; RIDDER, J. R. "The Verdoorn law controversy": Some new empirical evidence using U.S. state data. **Oxford Economic Papers**, v. 36, n. 2, p. 268-284, jun. 1984.

MORRONE, H. **A Lei de Kaldor-Verdoorn no Brasil: uma análise dos setores industrial e agropecuário**. 2006. 88 P. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2006.

PEREIRA, H. C. I. ROMERO, J. P.; MEDEIROS, V. Kaldor–Verdoorn’s law and institutions: evidence from Brazilian municipalities. **Cambridge Journal of Economics**, v. 45, p. 511-536, 2021. <https://doi.org/10.1093/cje/beaa057>

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S.; ALVIM, M. I. S. A.; FERREIRA, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 17, n. 1, p. 65-91, jan./abr. 2007. <https://doi.org/10.1590/S0103-63512007000100003>

PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no estado de Minas Gerais: 1975-2003. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 1, n. 1, 2007.

ROWTHORN, R. E. What Remains of Kaldor’s Law? **The Economic Journal**, v. 85, n. 337, p. 10-19, 1975. <https://doi.org/10.2307/2230525>

STONEMAN, P. Kaldor's law and British economic growth: 1800–1970. **Applied Economics**, v. 11, n.3, p. 309–319, 1979. <https://doi.org/10.1080/758531543>

THIRLWALL, A. P. "A plain man’s guide to Kaldor’s laws". **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 5 n. 3, p. 345-358, 1983.

VERDOORN, P. J. Fattori che regolano della produttività del lavoro. L'industria, v. 1, 1949. English translation: THIRLWALL, A. P. "Factors that Determine the Growth of Labor Productivity", In: MCCOMBIE, J.; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn’s Law**. Palgrave Macmillan, 2002.

WELLS, H.; THIRLWALL, A. P. Testing Kaldor’s Growth Laws across the Countries of Africa. In: THIRLWALL, A. P. (org.). **Essays on Keynesian and Kaldorian Economics**. Hoboken. N.J.: Blackwell Publishing, 2003. p. 89-105.