

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA E
DESENVOLVIMENTO

Fábio Roberto de Souza

**APLICAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN PARA A
AGRICULTURA BRASILEIRA: ANÁLISE PARA O ANO DE 2017**

Santa Maria, RS
2022

Fábio Roberto de Souza

**APLICAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN PARA A AGRICULTURA
BRASILEIRA: ANÁLISE PARA O ANO DE 2017**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM-RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

Orientador: Prof. Dr. Daniel Arruda Coronel
Coorientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

Santa Maria, RS
2022

This study was financed in part by the Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior - Brasil (CAPES) – Finance Code 001

Souza, Fábio Roberto de
APLICAÇÃO DA "LEI" DE KALDOR-VERDOORN PARA A
AGRICULTURA BRASILEIRA: ANÁLISE PARA O ANO DE 2017 /
Fábio Roberto de Souza.- 2022.
127 p.; 30 cm

Orientador: Daniel Arruda Coronel
Coorientador: Clailton Ataídes de Freitas
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Maria, Centro de Ciências Sociais e Humanas, Programa de
Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, RS, 2022

1. Agricultura 2. "Lei" de Kaldor-Verdoorn 3. Modelos
espaciais I. Coronel, Daniel Arruda II. Freitas,
Clailton Ataídes de III. Título.

Sistema de geração automática de ficha catalográfica da UFSM. Dados fornecidos pelo autor(a). Sob supervisão da Direção da Divisão de Processos Técnicos da Biblioteca Central. Bibliotecária responsável Paula Schoenfeldt Patta CRB 10/1728.

Declaro, FÁBIO ROBERTO DE SOUZA, para os devidos fins e sob as penas da lei, que a pesquisa constante neste trabalho de conclusão de curso (Dissertação) foi por mim elaborada e que as informações necessárias objeto de consulta em literatura e outras fontes estão devidamente referenciadas. Declaro, ainda, que este trabalho ou parte dele não foi apresentado anteriormente para obtenção de qualquer outro grau acadêmico, estando ciente de que a inveracidade da presente declaração poderá resultar na anulação da titulação pela Universidade, entre outras consequências legais.

Fábio Roberto de Souza

**APLICAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN PARA A AGRICULTURA
BRASILEIRA: ANÁLISE PARA O ANO DE 2017**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Desenvolvimento, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM-RS), como requisito parcial para obtenção do título de **Mestre em Economia e Desenvolvimento**.

Aprovado em 30 de setembro de 2022.

Daniel Arruda Coronel, Prof. Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Angélica Massuquetti, Profa. Dra. (UNISINOS)

Reisoli Bender Filho, Prof. Dr. (UFSM)

Santa Maria, RS
2022

RESUMO

APLICAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN PARA A AGRICULTURA BRASILEIRA: ANÁLISE PARA O ANO DE 2017

Autor: Fábio Roberto de Souza
Orientador: Daniel Arruda Coronel

Direcionado a aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, à agricultura brasileira para o ano de 2017, devido ao papel ativo que o setor agrícola tem nas esferas econômicas e sociais do Brasil, o presente estudo teve como propósito investigar a relação entre a produtividade do trabalho e a produção do setor agrícola nacional, objetivando analisar o desempenho da produtividade do trabalho nas lavouras localizadas nas microrregiões geográficas brasileiras no ano de 2017, examinando a estrutura de *clusters* espaciais para conhecer as fontes de crescimento na agrícola. Para isso, foi utilizado duas metodologias para investigação da relação da segunda “Lei” de Kaldor, sendo a primeira a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) e a segunda uma regressão simples com os modelos de dependência espacial: SAR, SEM e SAC. Os resultados originados pela análise exploratória de dados espaciais (AEDE), constataram que tanto para o caso univariado quanto para o bivariado, referente a relação de Kaldor-Verdoorn, as maiores concentrações de *clusters* espaciais se localizaram nas microrregiões que obtiveram Altos e Baixos índices de produção e produtividade agrícola. No entanto, especificamente, para o caso bivariado, ou seja, da relação da “Lei” de Kaldor, também, houve grande concentração de *clusters* espaciais do tipo Baixo-Alto. Quanto aos modelos de independência espacial aplicados na relação de Kaldor-Verdoorn, após a realização e interpretação de todos os testes, o que se mostrou mais adequado para as inferências do presente estudo foi o modelo de erro autorregressivo espacial SAC. Os resultados evidenciados por esse modelo espacial demonstraram que para as quinhentas e cinquenta e quatro microrregiões geográficas, a relação da segunda “Lei” de Kaldor, entre o pessoal ocupado, ou empregado, na agricultura e o valor da produção agrícola brasileira apresentou elasticidade superior a 0,65%, assim, apontado alto grau de influência da segunda variável sobre a primeira.

Palavras-chave: Agricultura. “Lei” de Kaldor-Verdoorn. Modelos espaciais.

ABSTRACT

THE “LAW” OF KALDOR-VERDOORN AS A POSSIBLE INSTRUMENT FOR ANALYSIS OF BRAZILIAN AGRICULTURE

AUTHOR: Fábio Roberto de Souza

ADVISOR: Daniel Arruda Coronel

Directed to the application of the Kaldor-Verdoorn "Law", to Brazilian agriculture for the year 2017, due to the active role that the agricultural sector has in the economic and social spheres of Brazil, the present study aimed to investigate the relationship between productivity of labor and the production of the national agricultural sector, aiming to analyze the performance of labor productivity in crops located in Brazilian geographic micro-regions in the year 2017, examining the structure of spatial clusters to know the sources of growth in agriculture. For this, two methodologies were used to investigate the relationship of Kaldor's second "Law", the first being the exploratory analysis of spatial data (AEDE) and the second a simple regression with the models of spatial dependence: SAR, SEM and SAC. The results originated by the exploratory analysis of spatial data (AEDE), found that both for the univariate and for the bivariate case, referring to the Kaldor-Verdoorn relationship, the highest concentrations of spatial clusters were located in the microregions that obtained high and low indexes of agricultural production and productivity. However, specifically, for the bivariate case, that is, Kaldor's "Law" relation, there was also a high concentration of spatial clusters of the Low-High type. As for the spatial independence models applied in the Kaldor-Verdoorn relationship, after performing and interpreting all the tests, the one that proved to be the most suitable for the inferences of the present study was the SAC spatial autoregressive error model. The results evidenced by this spatial model showed that for the five hundred and fifty-four geographic micro-regions, the relationship of Kaldor's second "Law", between the people occupied, or employed, in agriculture and the value of Brazilian agricultural production, presented elasticity superior to 0.65%, thus, indicating a high degree of influence of the second variable on the first.

Keywords: Agriculture. Kaldor-Verdoorn "Law". Spatial models.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação do diagrama de dispersão de Moran	45
Figura 2 – Esquemática do modelo de regressão clássico	52
Figura 3 – Esquemática do modelo SAR	54
Figura 4 – Esquemática do modelo SEM.....	55
Figura 5 – Esquemática do modelo SAC ou SARAR.....	56
Figura 6 – Particularidades dos modelos econométricos espaciais	57
Figura 7 – Boxplot para identificação de outliers nas variáveis pessoal ocupado e valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	64
Figura 8 – Boxplot com correção de outliers para o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola nas microrregiões geográficas brasileiras, 2017	65
Figura 9 – Estatística I de Moran global para o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	66
Figura 10 – Clusters espaciais de Moran LISA por significância estatística do valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, 2017	69
Figura 11 – Clusters espaciais de Moran LISA para o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	70
Figura 12 – Estatística I de Moran global para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	72
Figura 13 – Clusters espaciais de Moran LISA por significância estatística para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	74
Figura 14 – Clusters espaciais de Moran LISA para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017	75
Figura 15 – Estatística I de Moran global para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileira, 2017.....	77
Figura 16 – <i>Clusters</i> espaciais de Moran LISA por significância estatística da “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017.....	79
Figura 17 – <i>Clusters</i> espaciais de Moran LISA para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017	80
Figura 18 – Cartograma da relação de KV, entre o pessoal ocupado e a produção agrícola brasileira, 2017	87

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Resumo cronológico da revisão de literatura internacional.....	30
Quadro 2 – Resumo cronológico da revisão de literatura nacional.....	37
Quadro 3 – Classificações do valor da produção agrícola das microrregiões geográficas por UF's brasileiras, 2017	67
Quadro 4 – Classificações do pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas por UF's brasileiras, 2017	73
Quadro 5 – Classificações da “Lei” de KV aplicada na agricultura das microrregiões geográficas por UF's brasileiras, 2017	78

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estimativas espaciais para agrícola, segundo a “Lei” de Kaldor-Verdoorn. 90

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	10
2 REFERENCIAL TEÓRICO	16
2.1. CONTEXTO HISTÓRICO.....	16
2.2 FORMALIZAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN.....	23
3 REVISÃO DE LITERATURA.....	27
3.1 CONSTATAÇÃO EMPÍRICA INTERNACIONAL	27
3.2 CONSTATAÇÃO EMPÍRICA BRASILEIRA	32
4 METODOLOGIA.....	41
4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)	41
4.1.1 Autocorrelação espacial global univariada	42
4.1.2 Autocorrelação espacial local univariada.....	44
4.1.3 Autocorrelação espacial global bivariada	47
4.1.4 Autocorrelação espacial local bivariada.....	48
4.1.5 Efeitos espaciais	49
4.2 MODELOS DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL.....	51
4.2.1 Modelo de defasagem espacial SAR.....	53
4.2.2 Modelo de erro autorregressivo espacial SEM	55
4.2.3 Modelo de erro autorregressivo espacial SAC ou SARAR	56
4.2.4 Testes Focais	58
4.3 FONTE DE DADOS E AS VARIÁVEIS	60
4.4 MODELO ECONOMETRICO.....	61
5 RESULTADOS E DISCUSSÕES	63
5.1 ANÁLISE ESPACIAL UNIVARIADA: GLOBAL E LOCAL.....	63
5.2 ANÁLISE ESPACIAL BIVARIADA: GLOBAL E LOCAL.....	77
5.3 ANÁLISE DOS MODELOS ESPACIAIS DE KALDOR-VERDOORN	86
6 CONCLUSÕES.....	95
REFERENCIAS	97
APÊNDICES	103

1 INTRODUÇÃO

Desde a origem, a agricultura tem como recursos básicos para a produção a terra e o trabalho, cuja produtividade é a principal forma de desenvolvimento econômico das propriedades agrícolas, pois a intensificação da produtividade na esfera agrícola coopera com o avanço de outros setores econômicos, sobretudo pelo deslocamento de recursos produtivos (a mão de obra e o capital), pela constituição do mercado interno e na formação de insumos de gêneros alimentícios e não alimentícios para a produção industrial.

A intensa relevância adquirida em torno da análise da produtividade em discussões econômicas se configurou como um dos fundamentais mecanismos de capacidade crescente da atuação econômica setorial (MATA; PONCIANO; SOUZA, 2006), visto que, por meio da produtividade é possível estimar o nível de capacidade que uma economia possui ao empregar seus recursos produtivos na formação de bens.

No Brasil, à adoção de uma nova configuração política, a partir da década de 1990, com maior nível de abertura econômica, desregulamentação dos mercados e modernização das políticas públicas introduzidas na produção agrícola possibilitaram que o setor atuasse em um sistema de mercado com maior grau de competitividade, assim tornando o setor mais propenso a concorrências, tanto no ambiente econômico interno como no externo (PEROBELLI; et al., 2007).

Alicerçada em elementos como: contribuições científicas, disponibilidade de insumos modernos, de máquinas e mecanismos de políticas agrícolas, à agricultura brasileira aderiu ao sistema de modernização para produção, elevando de forma expressiva a produtividade da terra, do trabalho e do capital (ALVES; CONTINI; GASQUES, 2008).

Apesar dos avanços tecnológicos há produtores na agricultura brasileira que empregavam baixo nível de tecnologia com fraca produtividade e que se situavam afastados das exigências modernas de desenvolvimento econômico (FORNAZIER; VIEIRA FILHO, 2013). Em se tratando da agricultura, a produtividade é associada a elevação do nível de eficiência na produção e na redução dos custos dos alimentos (GASQUES; et al., 2012). Assim, são os ganhos de produtividade agrícola um dos modos de ampliar a oferta de alimentos e de matéria-prima. O que possibilita a redução dos preços desses produtos, assegurando expressiva parcela de itens que compõem a segurança alimentar da população (VIEIRA COSTA; et al., 2013).

Neste sentido, com intuito de estabelecer maior nível de compreensão na relação entre a produtividade do trabalho e produção, contribuições teóricas referentes a essa abordagem ganharam maior visibilidade em estudos econômicos, especialmente no ramo industrial, como foi o caso das proposições de Petrus Johannes Verdoorn (1949, 1951) que teve papel fundamental na condução dos estudos realizados por Nicholas Kaldor (1957, 1975), a respeito do entendimento da produtividade sobretudo na agricultura.

A “Lei”¹ de Verdoorn em sua formulação simples expressava uma relação linear entre o crescimento da produtividade do trabalho e da produção do setor manufatureiro (MCCOMBIE; PUGNO; SORO, 2002, SOUZA, 2009, MCCOMBIE; SPREAFICO, 2016). Por sua vez, a segunda “Lei” de Kaldor, que ganhou o *status* de “Lei”² de Kaldor-Verdoorn (KV) sustentava que no setor manufatureiro, o crescimento da produtividade do trabalho era relacionado de forma positiva ao crescimento da produção (ALEXIOU; TSALIKI, 2010).

A base teórica sugerida por Kaldor (1975) apontava que as atividades realizadas pelas indústrias eram suscetíveis a tecnologias, as quais possibilitavam retornos crescentes de escala, tanto na esfera interna quanto na externa. De modo que, a elevação da parcela dos fatores produtivos tornava mais elevada à proporção da produção, implicando em aumento da produtividade (ALMEIDA, 2011).

Na formulação de Verdoorn, o crescimento da produtividade era compreendido como endógena ao do produto, em razão da ocorrência de retornos crescentes de escala, e, essa compreensão é encontrada na base da teoria do crescimento endógeno e na perspectiva teórica de Kaldor. Entretanto, do ponto de vista Kaldoriano, o crescimento de uma economia é estimulado por meio da demanda, enquanto na teoria do crescimento endógeno, esse crescimento é estabelecido pela elevação dos fatores de produção, que por vez, é restringido pela oferta (MAGACHO; MCCOBIE, 2017).

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

¹ Verdoorn e Kaldor não rotularam suas contribuições como “Leis”, mas receberam esses *status* na literatura econômica internacional (FEIJÓ; CARVALHO, 2002). Neste sentido, no presente trabalho a palavra “Lei” será utilizada entre aspas, assim como fizeram os autores citados anteriormente.

² Conforme Thirlwall (1983) a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) estabelecia uma relação de causalidade positiva entre a taxa de crescimento da produtividade industrial com a taxa de crescimento da produção por meio da demanda agregada.

produtividade é investigada sob a ótica da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV), a qual supõe uma relação de longo prazo, entre as taxas de crescimento da produção (demanda) e produtividade do trabalho, visto que, a primeira impulsiona a segunda e não o inverso (GABRISCH, 2021).

De acordo com a literatura Kaldoriana, os países apresentam distinções em suas taxas de crescimento devido às diferenças ocasionadas pela velocidade do crescimento da demanda, pois neste contexto, o crescimento da produtividade é estabelecido pelo crescimento da demanda, em razão de retornos dinâmicos de escala. Mediante essas considerações, as formulações de Verdoorn (1949) e as ponderações de Kaldor (1966) são consideradas na literatura como pioneiras ao encontrarem evidências empíricas referentes à validade dessa relação, que tempos depois foi denominada de “Lei” de Kaldor-Verdoorn (PEREIRA; ROMERO; MEDEIROS, 2021).

A compreensão de Nicholas Kaldor, diante do processo de crescimento ou desenvolvimento foi alicerçada pela diferença entre o setor que apresentava retornos crescentes originados pela indústria e o de retornos decrescentes oriundos da agricultura (CHANDRA; SANDILANDS, 2021).

Nesta perspectiva, a relação de Kaldor-Verdoorn (KV) se tornou aplicável de forma quase que exclusiva para a compreensão da associação entre produção e produtividade do setor industrial. Movido por essa razão, a motivação do presente estudo está apoiada na importância que a agricultura tem apresentado para a economia brasileira como um todo, tanto em termos referentes a produção de alimentos para suprir as necessidades internas do país, quanto em relação ao seu potencial desempenho competitivo no mercado externo.

De acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2018), ainda que na primeira década do século XXI, o cenário econômico tenha sido de crise tanto externa quanto interna, tal situação não foi impedimento para o contínuo desempenho da agricultura brasileira, pois o setor obteve ganhos de produtividade, crescimento da produção e elevação da introdução de produtos agrícolas no mercado estrangeiro. Neste sentido, o MAPA (2018) apontou que tais resultados se destacaram relativamente aos dos outros setores econômicos, assim atuando com relevância no reestabelecimento da economia nacional.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017), em 2017, as Contas Nacionais apontaram que o produto interno bruto (PIB) brasileiro obteve um incremento de 1,0% em comparação com o ano anterior e entre as atividades econômicas

que contribuíram com a geração do valor adicionado, o setor agropecuário obteve crescimento de 13,0%, devido a favoráveis condições do clima que cooperaram com o aumento da produção e ganhos de produtividade, principalmente, por parte da agricultura que teve como destaque às culturas do milho e da soja com desempenho de 55,2% e 19,4%, respectivamente, a pecuária apresentou desempenho positivo, enquanto a atividade industrial se manteve instável em 0,0% e a de serviços teve avanço de 0,3%.

Nessa direção, à agricultura pode ser entendida como o ramo da atividade econômica que atua na produção de itens alimentícios que com o aprimoramento de técnicas e procedimentos que tornaram os solos mais produtivos, passou atuar com objetivo de manter elevado o nível de produtividade do setor (FRANCISCA LIMA; SILVA; IWATA, 2019).

Assim, tendo em vista que inúmeros estudos relacionados à aplicabilidade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) no setor industrial fazem menção da relevância de expandir essa relação para outros setores econômicos. O propósito desse estudo foi estender a aplicação da “Lei” para a agricultura brasileira e, assim analisar o comportamento da produtividade do trabalho nas lavouras desse setor.

Mediante tais constatações, com base no montante das variáveis pessoal ocupado (POC) e valor da produção agrícola (VPA), das lavouras permanentes e temporárias para o ano de 2017, a problemática desta pesquisa visa responder quais são às microrregiões geográficas brasileiras que possuem maior concentração da produtividade do trabalho nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV)? Assim como, se a relação de Kaldor-Verdoorn foi expressiva para à agricultura das microrregiões geográficas no ano de 2017?

Neste sentido, foi levado em consideradas duas situações que ajudaram a escolher as quinhentas e cinquenta e oito microrregiões geográficas e não outras localidades para o estudo. A primeira foi a investigação de Perobelli et al. (2007), referente a produtividade da agricultura nas microrregiões geográficas brasileiras e a segunda foi a base de dados do Censo Agropecuário 2017 (SIDRA-IBGE, 2017), a qual apresenta para as microrregiões uma quantidade elevada de observações e uma única microrregião que no agregado entre as lavouras permanentes e temporárias apresenta saldo igual a zero para as variáveis pessoal ocupado (POC) e valor da produção agrícola (VPA).

Como objetivo geral, foi aplicada a relação de Kaldor-Verdoorn (KV) na agricultura brasileira para analisar o desempenho da produtividade do trabalho nas lavouras das microrregiões geográficas no ano de 2017, bem como especificamente: i) identificar as principais microrregiões com maior nível de produtividade agrícola, de

acordo com segunda “Lei” de Kaldor; ii) examinar a estrutura da produtividade do trabalho nas lavouras por meio da formação de *clusters* espaciais das microrregiões geográficas brasileiras; e iii) averiguar as principais fontes de crescimento da agricultura nacional.

As hipóteses testadas foram as de que: (H1) a relação de Kaldor-Verdoorn (KV) pode ser utilizada como possível instrumento de políticas agrícolas, principalmente, para as microrregiões com baixo nível de produtividade do trabalho no setor e (H2) a de que a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, além de ser válida para a agricultura brasileira, também, foi consideravelmente robusta, em termos de relevância para o ano de 2017.

A aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) no setor primário brasileiro, apesar de não muito explorada na literatura nacional, já foi abordada e validada por alguns estudos. Guimarães (2002) utilizou a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) para explorar os efeitos do aumento da produção na produtividade do trabalho e na variação do emprego da indústria de transformação e da agricultura. Marrone (2006) testou a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) para investigar a ocorrência de economias de escala ao nível macroeconômico, por meio da relação entre produtividade e produção, na indústria e na agricultura.

Corroborando com o estado da arte, o presente estudo contribui para o debate acerca da aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) na agricultura brasileira, ao relacionar a produtividade do trabalho e a produção agrícola nacional das lavouras permanentes e temporárias situadas nas microrregiões geográficas nacionais, por meio da análise exploratória de dados intermédio de modelos econométricos espaciais, com base na análise dos dados do Censo Agropecuário do ano de 2017.

Uma primeira justificativa para essa pesquisa foi exposta por Kaldor (1966), ao referir que nem o progresso tecnológico e tão pouco a produtividade são exclusivos da manufatura, visto que, de acordo com sua análise referente ao estudo de 12 países, em muitas das economias analisadas o crescimento da produtividade na agricultura e na mineração foi superior, de modo geral, ao da atividade industrial.

Dado que para Adam Smith o retorno por unidade de trabalho, denominado de produtividade, depende da divisão do trabalho, pois tal distribuição de atividades deriva da dimensão do mercado, uma vez que, quanto mais amplo for o mercado e maior for o tamanho alcançado pelo processo de diferenciação e especialização realizadas, mais elevada será o nível de produtividade (KALDOR, 1966).

Também se fez interessante mencionar que o grau de relevância dada ao setor da indústria reflete apenas uma fração dentro do processo de crescimento econômico, pois é evidente que os demais setores nessa estrutura, em hipótese alguma devem ser desconsiderados (MARINHO; NOGUEIRA; DA ROSA, 2002). Mediante o referido contexto, a segunda justificativa aponta que a produtividade é um dos fatores mais importantes no âmbito da produção agrícola, por estar associada ao nível de produção com maior grau de eficiência, baixos custos de alimentos e dos produtos agrícolas em geral (COSTA JÚNIOR, 2018).

Por fim, a terceira justificativa foi fundamentada no estudo realizado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA, 2018), a qual 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, o valor foi de cerca de US\$ 81,7 bilhões, o que contribuiu significativamente para estabilidade das contas nacionais externas.

Alicerçado na contextualização anterior, o estudo seguiu a metodologia referente a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) da pesquisa de Perobelli, Ferreira e Farias (2006) e Perobelli et al. (2007) os quais investigaram a estrutura espacial da produtividade da agricultura das microrregiões brasileiras, porém não utilizando a relação de Kaldor-Verdoorn (KV) e, também, a AEDE realizada pelo estudo específico da “Lei” de Verdoorn de Almeida (2011), que elaborou uma equação de Verdoorn local para a agricultura em termos regionais.

Para isso, na presente pesquisa foram utilizadas as variáveis relacionadas ao pessoal ocupado (POC) e o valor da produção agrícola (VPA) nas lavouras permanentes e temporárias das microrregiões brasileiras, coletadas do Censo Agropecuário de 2017, da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (SIDRA-IBGE, 2017).

A estrutura desse estudo foi composta por mais cinco capítulos, além dessa introdução. No segundo capítulo, foi descrito o referencial teórico acerca da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV); no terceiro, realizou-se uma revisão de literatura destacando trabalhos nacionais e internacionais referentes a “Lei”; no quarto, foi descrito a metodologia da pesquisa; no quinto, foram analisados os resultados e realizados as discussões e, no último capítulo, foi descrito a conclusão do estudo.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Habitualmente, no contexto econômico, entender os determinantes de longo prazo do crescimento e desenvolvimento das economias é uma inquietação de longa data, desde a contribuição de Adam Smith ao mais atual desenvolvimento da teoria do crescimento, os economistas admitem extensivamente a essencial atuação efetuada pelas transformações tecnológicas para execução produtiva como importante matriz de crescimento econômico. Neste sentido, as mudanças de cunho tecnológico normalmente, são vistas como provedor do crescimento, assim, evitando presença de retornos decrescentes (LORENTZ, 2009).

Mediante os referidos fatos, neste capítulo, foi descrito um breve contexto histórico referente a palestra de Kaldor a respeito da contribuição de Verdoorn e a modelagem da sua segunda “Lei”, a qual ficou reconhecida no contexto econômico internacional como “Lei” de Kaldor-Verdoorn.

2.1. CONTEXTO HISTÓRICO

A publicação original de Verdoorn (1949) intitulada, “*Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro*”, foi traduzida³ e publicada pela primeira vez por Thirlwall (1988), no apêndice de seu artigo, “*Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro*” *Fifty Years On* (SORO, 2002). Tal relação de Verdoorn (1949), que ganhou *status* de “Lei” por Kaldor (1966) trouxe contribuições para a literatura econômica por meio de evidências empíricas referentes à associação feita entre o crescimento da produtividade manufatureira com o crescimento da produção manufatureira, de longo prazo.

Em relação ao planejamento de longo prazo, para Verdoorn (1949), um dos obstáculos era estimar o nível posterior da produtividade do trabalho, visto que, a menos que o grau de produtividade fosse conhecida, não era possível conhecer a relação entre a produção e o emprego (THIRLWALL, 1988, 2002). Neste sentido, não havendo a possibilidade de pressupor que a taxa anual de crescimento da produtividade do trabalho seria constante, um método de estimação alternativa para o nível futuro de produtividade do trabalho por ele foi estabelecido. Então, o autor expressou uma relação linear entre o

³ Primeira tradução do italiano (original) para o inglês, em 1988, embora não autorizada por Verdoorn, enquanto ele estava vivo (SORO, 2002).

crescimento da produtividade do trabalho com o da produção do setor manufatureiro (THIRLWALL, 1988, 2002).

Essa relação de Verdoorn foi atrelada ao crescimento industrial de distintas economias e ganhou o papel central na exposição de Kaldor, no ano de 1966, em Cambridge. Em sua exposição, Kaldor relatou uma sequência de particularidades vinculadas ao processo de crescimento de países avançados, assim manifestando, do ponto de vista, dos economistas, dos homens de negócios e da população em geral possíveis razões do baixo crescimento econômico apresentado pelo Reino Unido.

As justificativas para tais causas do lento ritmo do crescimento econômico do Reino Unido eram variadas, sendo atribuídas: a deficiência da gestão empresarial; a estrutura educacional que dava pouca importância à ciência e tecnologia, porém era intensificada nas ciências humanas; o meio social que subestimava a “brutal” competitividade e desprezava os negócios (profissão de ganhar dinheiro); às práticas restritivas dos sindicatos; à aversão nacional ao trabalho árduo; a escassez do nível de investimentos, ou determinado tipo de investimento; às políticas econômicas adotadas pelos sucessivos governos que passaram por altos índices inflacionários ou deflacionários, ou até mesmo ambos; além de muitas outras possíveis explicações para tal ocorrência.

Com base no baixo desempenho apresentado pelo setor industrial do Reino Unido, desencadeado pela descendência da razão entre o nível de emprego na indústria e no saldo total de emprego. Em 1966, Kaldor apresentou seu estudo referente a doze economias avançadas: Japão (9,6%)⁴; Itália (5,6%); Alemanha Ocidental (6,0%); Áustria (5,4%) França (4,9%); Países Baixos (4,5%); Bélgica (3,6%); Dinamarca (4,1%); Noruega (3,9%); Canadá (3,6%); Reino Unido (2,7%) e Estados Unidos (3,1%), analisados do período de 1953-1954 a 1963-1964.

Também procurou encontrar relações empíricas que possibilitassem esclarecer os problemas da desindustrialização do Reino Unido e, por qual motivo alguns países tem crescimento mais acelerado do que outros. Assim, reproduziu os *insights* de Verdoorn, incluso em uma estrutura mais completa, sugestionando que os modelos econômicos neoclássicos não seriam capazes de gerar explicações sobre a extensa diferença entre as taxas de crescimento das economias desenvolvidas, de modo, equivalente ao ocorrido de 1953 a 1965 (BRADLEY; PRENDERGAST, 1986).

⁴ Taxa de crescimento anual do PIB dos países desenvolvidos (KALDOR, 1966, p. 5).

Em sua exposição, Kaldor (1966) teve como intuito sugerir uma conduta alternativa que possibilitasse o esclarecimento das distintas taxas de crescimento registradas, em torno, das etapas do processo de desenvolvimento econômico atingido por diferentes países, ao invés de, no âmbito das habilidades ou incentivos individuais. Desta forma, Kaldor (1966) procurou analisar a alegação de que, rápidas taxas de crescimento econômico estavam relacionadas a também rápidas taxas de crescimento do setor econômico secundário, especialmente a do setor manufatureiro.

Neste contexto, Kaldor (1966) apontou que o distúrbio da economia britânica derivava de uma “maturidade prematura”, devido a renda *per capita* ter alcançado, de modo geral, o mesmo nível nos distintos setores da economia.

Ainda, em 1966, Kaldor alegou que o lento processo de crescimento da produtividade industrial da Grã-Bretanha (Reino Unido), no pós-guerra, havia sido motivado pela escassez crônica da oferta de mão de obra ocasionada no setor (ROWTHORN, 1975a).

Diante de um cenário, em que a Grã-Bretanha, ao contrário de outras economias não usufruía de um elevado excedente de mão de obra agrícola, 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, 1975a).

Assim, Kaldor 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*”⁵ (Kaldor, 1966, p. 6, *tradução do autor*), posteriormente levantou-se uma possível explicação para tal associação, ao apontar como esclarecimento a 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.

Neste contexto, Kaldor (1966) apontou como uma relação empírica entre o crescimento da produtividade e da produção e, que recebeu o *status* de “Lei” de Verdoorn. No entanto, havia uma relação dinâmica, mas não estática entre as taxas de mudanças da produtividade e da produção, ao invés de, entre o nível de produtividade e a escala de produção, pois o progresso tecnológico estava incorporado.

⁵ “*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).

Rowthorn (1975a) apontou que –, com base em uma versão da equação de Verdoorn e posterior à análise de dados de 12 países verificados do período de 1953-1954 a 1963-1964 –, Kaldor em sua exposição de 1966 declarou ter confirmado válida a “Lei” de Verdoorn para a indústria, ao ter encontrado uma relação positiva entre o crescimento da produtividade com o aumento do produto para os setores de manufatura, de serviços públicos e de construção, os quais obtiveram estimativas individuais em torno de 0,5.

Mediante as expostas constatações de 1966, Kaldor atestou uma restrição no crescimento da produtividade do setor industrial, assim deduzindo que, essa limitação é causada pela baixa oferta de trabalho deste setor e, desta forma, seu argumento foi o de que, em momentos que a indústria passa por escassez de trabalho, se torna incapacitada de se beneficiar de economias de escala e conseqüentemente a produtividade é prejudicada (ROWTHORN, 1975a). Contudo, Rowthorn (1975a) sinalizou que Kaldor (1966) não descreveu matematicamente com clareza sua suposição anterior, porém em sua alegação existe implicitamente uma equação que relaciona o crescimento da produtividade (p) ao crescimento do emprego (e), podendo ela ser expressa da forma: $p = a + be$, (sendo $b > 0$), de modo que, essa equação alega que um aumento mais rápido do emprego, implica em um crescimento também mais rápido da produtividade.

A interpretação de Rowthorn (1979) sobre a formulação de Verdoorn demonstrava uma relação entre o crescimento da produtividade da indústria com o salário, pois conforme o autor a elevação da primeira fazia com que trabalhar na indústria se tornasse mais atrativo para os trabalhadores de outros setores, assim provocando redução da oferta de mão de obra, por exemplo, do setor agrícola ao elevar o nível de emprego na indústria.

Vries (1980) constatou que o modelo estruturado por Verdoorn (1949) se assemelhava ao apresentado por Tinbergen (1942), visto que, ambos os modelos se distinguem apenas na especificação da função de produção (Cobb-Douglas), pois o posto ao modelo generalizado de Tinbergen, o de Verdoorn permite retornos crescentes de escala, porém, não permite mudanças de caráter tecnológico.

McCombie (1981) destacou que Kaldor há bastante tempo vinha sustentando que uma explicação relevante acerca das diferenças no crescimento dos países avançados, eram causadas pelas economias de escalas dinâmicas e estáticas, que eram prevaletentes no setor de manufatura. 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.

Por sua vez, Rowthorn (1975a) indagou a especificação da “Lei” exposta por Kaldor, apontando que se a demorada taxa de crescimento do Reino Unido for 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 proporciona justificativa para rejeição da hipótese de retornos constantes de escala (MCCOMBIE, 1981).

McCombie (1981) descreveu que a posterior troca de informações advindas das constatações de Kaldor (1975) e Rowthorn (1975b) certificaram explicitamente a relevância expressa por meio da suposição feita sobre “*se o crescimento da produção ou do emprego deveria ser tratado como exógeno*”. Kaldor ao não concordar com os questionamentos críticos de Rowthorn alegou que o crescimento da demanda por produção industrial era o elemento essencial para determinação do crescimento das economias avançadas, no longo prazo (MCCOMBIE, 1981). Assim, como base de sua argumentação apresentou uma generalização empírica adicional que por adequação foi denominado de terceira “Lei”, mas que, no entanto, foi ignorado por Rowthorn (1975a).

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 de “Lei” de Verdoorn deveria ser estimada ao nível de fabricação total. Assim, 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.

Thirlwall (1983) sintetizou os elementos centrais da análise de crescimento de Nicholas Kaldor, destacando-os da seguinte forma:

- (I) Kaldor apontou que as elevadas taxas de crescimento econômico se encontravam anexadas ao ligeiro crescimento do setor manufatureiro, pois para ele esse setor era o propulsor do crescimento que exercia influência no progresso da produtividade dos demais setores. Tal relação foi por ele utilizado para descrever o fraco desempenho histórico do crescimento apresentado pelo Reino Unido no que denominou de “maturidade prematura”, por ter o Reino Unido alcançado o nível de produtividade quase que semelhante em todos setores econômicos antes mesmo de atingir um elevado nível na indústria de manufatura.

- (II) A “Lei” de Verdoorn, então denominada de segunda “Lei” de Kaldor, ou “Lei” de Kaldor-Verdoorn, expressa o modo pelo qual o acelerado crescimento da produção do setor manufatureiro implica no crescimento da produtividade, devido a retornos estáticos ou dinâmicos de escala. Ademais, como decorrência do acréscimo da atividade manufatureira, a mão de obra era transferida de outros setores, que possui retornos decrescentes, ou nenhuma associação entre o produto e a produtividade, para o de manufatura. Logo, o aumento da produtividade geral se encontra associado positivamente com o aumento do produto e do emprego na indústria transformadora, mas por outro lado, exerce uma relação negativa com o crescimento do produto fora da indústria transformadora. Assim, ao passo que as oportunidades de transição de fatores iniciam o processo de esgotamento, a função “motora” da indústria manufatureira se torna mais sensível e fraca e a taxa geral de aumento se reduz.
- (III) O princípio do processo de crescimento é estabelecido, antes de tudo, pela demanda do setor agrícola, porém, seguidamente pela demanda de exportação. De modo que, de acordo com determinadas condições, um rápido aumento das exportações era capaz de designar um processo cumulativo, por meio da conexão entre o aumento do produto e da produtividade, conforme determinadas respostas de preços e salários.

Apesar dos mencionados *insights* de Kaldor apresentarem valiosas análises, seus relatos descritos referente ao assunto tendiam a exibir suas visões verbalmente e de um modo que tornava dificultoso investigar a consistência interna e utilizar tal abordagem como ferramenta para análise de políticas (BRADLEY; PRENDERGAST, 1986).

Bradley e Prendergast (1986) e Boianovsky (2012) reforçaram que na análise empírica original descrita por Verdoorn (1949), então explorada por meio de dados, entre 1841 e 1938, que sugeriu um resultado de elasticidade de 0,45 e tendo como limites valores de 0,41(inferior) e 0,57 (superior).

Advinda das interpretações da contribuição de Verdoorn (1949), a segunda de “Lei” de Kaldor, 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. Neste contexto, a segunda “Lei” esclarece como os efeitos da interatividade da indústria de manufatura com os outros setores econômicos possibilita a investigação de sua primeira “Lei” (LAMONICA; FEIJÓ, 2011).

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. Ainda, Boianovsky (2012), também destacou que Kaldor percebeu as causas para a queda das economias maduras, caso do Reino Unido, a partir da relativa recessão industrial britânica, então visto como 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).

Na visão de Kaldor (1966), tal descoberta foi meramente empírica que procurava fundamentações teóricas, que Verdoorn assemelhava a oferecer por intermédio de sua compreensão de retornos crescentes dinâmicos de escala. Contudo, Kaldor (1966) 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).

Ao executar a regressão de Verdoorn para as economias industrializadas, de 1953-54 a 1963-64, Kaldor obteve os resultados dos coeficientes em torno de 0,5 de elasticidade, valores bastante próximos aos encontrados por Verdoorn. Para Kaldor (1966) a interrogação acerca da causalidade entre a produção e a produtividade, havia sido solucionada por meio da presença de extensas diferenças no aumento da produtividade nas mesmas indústrias e no mesmo período nos distintos países. Quanto a reduzida taxa de crescimento do produto no Reino Unido, Kaldor responsabilizou à escassez da oferta de trabalho, visto como um fenômeno particular de economias avançadas. Sendo que mais tarde, Kaldor atribuiu a restrição do balanço de pagamentos ao invés da oferta de trabalho como o elemento limitador (BOIANOVSKY, 2012)

Na regressão de Verdoorn, os desvios referentes a produtividade de cada uma das economias, em relação aos resultados almejaváveis, sinalizavam o nível de eficiência industrial. Contudo, conforme testes realizados por Kaldor (1966), os desempenhos mais razoáveis foram apresentados por economias com maior grau de investimentos, os quais

seriam vinculados a explicação do resíduo, não nos retornos crescentes de escala (CARVALHO, 2001).

As contribuições de Verdoorn e as de Kaldor constituíram suportes conceituais valorosos para estruturação de uma ligação empírica significativa entre o crescimento da produção com o da produtividade do trabalho. De forma que as descobertas apontaram que conforme a produção crescia há uma tendência consistente, no longo prazo, a produtividade do trabalho apresentava deslocamento semelhante (MARINHO; NOGUEIRA; DA ROSA, 2002).

2.2 FORMALIZAÇÃO DA “LEI” DE KALDOR-VERDOORN

De acordo com Kaldor (1957), a finalidade de uma teoria do crescimento econômico é apresentar a natureza das variáveis não econômicas, que em uma análise final podem determinar em que taxa o nível geral da produção de uma economia está se intensificando, e posteriormente, possibilitar maior grau de compressão referente a qual razão determinadas sociedades crescem em uma velocidade mais acelerada que outras.

A segunda “Lei” de Kaldor, ou “Lei” de Kaldor-Verdoorn, expressa a relação de Verdoorn (1949) interpretadas por Kaldor (1966) por meio de uma associação estabelecida pela causalidade entre a taxa de crescimento da produção com o aumento do nível de produtividade do setor manufatureiro, de forma que, um acréscimo na produção, influenciada pela elevação da demanda poderia acarretar em ganhos por intermédio da sofisticação tecnológica e da existência de economias de escala, que por vez, ocasionaria resultados positivos, de modo geral, para a economia (MCCOMBIE, 1981).

Neste sentido, a referida “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV), então voltada ao crescimento econômico proporcionou suporte para o emprego do modelo de causalidade cumulativa, assim como para o esclarecimento relacionado as disparidades verificadas nas taxas de crescimento tanto nacional quanto regional (BOIANOVSKY, 2012).

Mediante o contexto anterior e a partir da relação positiva instituída entre a taxa de crescimento da produtividade do trabalho do setor industrial com a taxa de crescimento da produção desse setor, a “Lei” de KV (MARRONE, 2006), foi descrita da forma:

$$p_i = \alpha + \phi q_i, \quad (1)$$

em que:

p_i representa a taxa de crescimento da produtividade do trabalho;

α denota a constante de intercepto no modelo;

ϕ representa o coeficiente de Verdoorn, o qual mensura o efeito da produção sobre a produtividade. Sendo que o coeficiente deve assumir valor $\phi > 0$.

q_i representa a taxa de crescimento do valor real da produção.

Deste modo, é necessário ressaltar que, no caso de p_i e q_i serem expressas em forma logarítmica, o coeficiente ϕ é considerado como a elasticidade produtividade-produção (VERDOORN, 1980). Quanto ao coeficiente ϕ de Verdoorn, esse foi estruturado pela taxa de crescimento do capital em relação ao trabalho e pelos parâmetros da função de produção estática neoclássica, no entanto, sem referência ao progresso técnico (THIRLWALL, 1988). Ainda, é válido destacar que uma condição para haver estabilidade do coeficiente de Verdoorn, ϕ , deriva da razão do capital-trabalho constante, pois não sendo respeitada tal condição o coeficiente apresentará viés (MARRONE, 2006).

Ao realizar uma análise composta por uma série histórica do setor industrial, de modo geral, e dos setores individuais da indústria, os quais foram verificados pelas estatísticas de diversos países em dois períodos, 1870 a 1914 e 1914 a 1930, Verdoorn constatou que as estatísticas indicavam a existência de uma relação suficientemente constante em um longo período temporal, entre o crescimento da produtividade do trabalho e o volume da produção industrial (THIRLWALL, 1988).

Neste sentido, ao analisar a indústria como um todo e os setores individuais industriais, para ambos os períodos mencionados, o valor médio da elasticidade da produtividade em relação ao produto foi cerca de 0,45, com limites de 0,41 e 0,57. Desta forma, tal relação demonstrou que em um longo espaço de tempo, uma variação no nível de produção, por exemplo, em torno de 10%, tende a estar associada a um acréscimo médio na produtividade do trabalho de 4,5% (THIRLWALL, 1988).

Também, vale lembrar que a “Lei” de Verdoorn, em seu formato elementar expressa uma relação estatística entre a taxa de crescimento, de longo prazo, entre a produtividade do trabalho e a taxa de crescimento da produção, para o setor industrial (MCCOMBIE; PUGNO; SORO, 2002). Contudo, por ser a taxa da produtividade do trabalho, P_i , determinada pela razão entre a quantidade produzida, Q_i , e o pessoal ocupado, ou empregado, na produção, E_i , (MARRONE, 2006), as expressões (2) e (3) expressam equivalência da seguinte forma:

$$P_i = \frac{Q_i}{E_i}, \quad (2)$$

sendo que a equação (2) é equivalente a,

$$p_i = q_i - e_i, \quad (3)$$

em que:

p_i representa a taxa da produtividade do trabalho (P_i);

q_i representa a quantidade produzida (Q_i);

e_i representa o total do pessoal ocupado (E_i), ou empregado, na produção.

Isto posto, pode-se observar que pela produtividade do trabalho, P_i , ter sido extraída da razão de outras variáveis, equação (2), isto é, como um resíduo, se tem evidências da presença de uma correlação entre p_i e q_i , no modelo. Diante disso, matematicamente, q_i , se faz presente em ambos os lados da equação (3), induzindo o modelo a uma equação da forma espúria (MARRONE, 2006).

Entretanto, tal correlação entre as variáveis é solucionada na medida em que, a taxa de crescimento do emprego se torna equivalente a zero, ou então é uma constante (KALDOR, 1966, MARRONE, 2006). Neste sentido, uma maneira de solucionar tal contrariedade, se faz necessário a estimação de uma nova equação, de modo que, a variável produtividade do trabalho logaritmizada, p_i , equação (3), seja substituída por: $q_i - e_i$, na expressão (1), a qual apresenta o coeficiente de Verdoorn (KALDOR, 1975). Sendo, essa relação, denominada de “Lei” de Kaldor e expressa da seguinte forma:

$$e_i = \beta + \xi q_i + \varepsilon, \quad (4)$$

em que, o coeficiente $\beta = -\alpha$ e $\xi = (1 - \phi)$. De modo que, β e ξ são constantes, porém, sendo $0 < \xi < 1$.

e_i representa a taxa de crescimento do emprego no setor de manufatura;

q_i representa a taxa de crescimento do valor real da produção na indústria;

ε denota o erro aleatório. Sendo, $E(\varepsilon) = 0$ e $Var(\varepsilon)$ constante, em conformidade com os pressupostos do modelo de regressão clássico.

Assim, a condição $0 < \xi < 1$, se mostra suficiente para atestar ocorrência de economias de escala no setor da indústria. Porém, para que haja economias de escala é preciso que, ϕ , seja maior que zero ($\phi > 0$).

A equação (4) expressa o estímulo por parte da demanda no acréscimo do nível de produção, sendo endógeno o crescimento da produtividade, devido ao crescimento do produto. Desta forma, é possível inferir, com base na nova definição da função de Kaldor, que houve uma substituição da taxa de crescimento da produtividade do trabalho, p_i , pela taxa de crescimento do emprego, e_i , no setor de manufatura. De modo que, e_i , foi considerada para empresas e abordada como endógena no modelo, enquanto, q_i , ou taxa de crescimento da produção da indústria é considerada exógena, pois é ocasionada pela demanda (MARRONE, 2006).

Em termos de economias de escala, Kaldor (1966) as tratou tanto como estática, quanto dinâmica, sendo as estáticas derivadas da dimensão e da escala de produção das unidades produtivas. Assim, essas economias de escala seriam identificadas como reação, ou reflexo, da produção às mudanças ocorridas no tamanho do mercado. Em outras palavras, para que haja duplicação da produção é necessária uma quantidade de fatores para produção menor do que o dobro. Em linhas gerais, o aumento da produtividade do trabalho se torna um elemento retornável, isso devido a modificação da produção, a qual reage de forma indiferente em relação as ampliações da demanda do setor da indústria (FEIJÓ; CARVALHO, 2002, MARRONE, 2006).

Por sua vez, as economias de escala dinâmicas são originadas do progresso técnico, de economias externas, da divisão do trabalho e do *learning by doing* (FEIJÓ; CARVALHO, 2002, MARRONE, 2006). Como esse tipo de economias de escala são oriundas da aprendizagem do trabalhador, o qual na medida que adquire maior nível de conhecimento é capacitado a gerar inovações, então, as economias de escala dinâmicas não são sensíveis a influências sofridas por oscilações da economia. Assim, o aumento da produtividade provocado pelas economias de escala dinâmicas se mostra inconvertível e, deste modo, a relação causal entre as variáveis decorreria do aumento primordial da demanda por produtos da indústria que constitui crescimento da produção, assim elevando os retornos crescentes de escala dinâmicas e estáticas, que por conseguinte determinam o acréscimo da produtividade do trabalho do setor (MARRONE, 2006).

No próximo capítulo foi realizado uma revisão de literatura referente a “Lei” KV no âmbito nacional e internacional, bem como algumas direcionadas a “Lei” de Verdoorn.

3 REVISÃO DE LITERATURA

O objetivo deste capítulo foi fazer uma revisão empírica por intermédio da literatura internacional e nacional, de trabalhos que abordaram a “Lei” de Kaldor-Verdoorn e sua aplicação nos setores econômicos de diferentes nações.

3.1 CONSTATAÇÃO EMPÍRICA INTERNACIONAL

Fazio, Maltês e Piacentino (2013), com objetivo de estimar a forma dinâmica da “Lei” de Verdoorn para pequenas e médias empresas do setor manufatureiro e, assim obterem medidas regionais desagregadas de retornos de escala para cada uma das 103 regiões NUTS⁶-3 da Itália – utilizaram, para o período de 1999 a 2005, microdados para a aplicação do método multinível. Os resultados alcançados demonstraram que todas as especificações sinalizaram retornos crescentes de escala, de modo simultâneo, tanto no nível micro quanto no regional italiano. No entanto, com algum grau de heterogeneidade regional em toda península do país italiano.

Millemaci e Ofria (2014) averiguaram a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn com intuito de explicar os determinantes do crescimento da produtividade do trabalho, de longo prazo, do setor manufatureiro para alguns países⁷ desenvolvidos com base no método de variáveis instrumentais, do período de 1973 a 2006. Os resultados obtidos sugeriram a validação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para a indústria, tendo em vista que, as economias analisadas apresentaram retornos crescentes de escala. Entretanto, o aumento do capital e do custo do trabalho não apontaram evidências relevantes para justificar o aumento da produtividade. Não obstante a isso, os coeficientes estimados de Verdoorn, foram considerados bastante estáveis ao longo do período explorado.

Onakoya (2015) procurou determinar a aplicabilidade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn examinando a relação entre a produtividade do trabalho e a produção do setor manufatureiro da Nigéria, utilizando um modelo de regressão por MQO e cointegração, para observações anuais de 1970 a 2012. Os resultados revelaram a ocorrência da relação positiva no longo prazo, do crescimento da produtividade do trabalho com o da produção da indústria de transformação. De forma que, a função de impulso resposta apontou que

⁶ Nomenclatura de Unidades Territoriais para Estatísticas (NUTS), ou seja, é um padrão de geocódigo para referenciar as subdivisões de países para fins estatísticos.

⁷ Países da Europa Ocidental, Austrália, Canadá, Japão e EUA.

as variáveis se mostravam cointegradas, pois um choque em uma das variáveis acarretava extensa implicação positiva na outra.

McCombie, Spreafico e Xu (2018) testaram a relação de Kaldor para verificar quais fatores determinavam o crescimento da produtividade e do produto de sessenta e uma cidades da província de Jiangsu⁸ na China. Aplicando um modelo de regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a especificação do modelo Auto-regressivo de painel com distúrbios Auto-regressivos espaciais de efeitos fixos bidirecionais em nível-log. Os resultados obtidos para as taxas médias de crescimento, entre 1996 a 2012, para produção total e, de 1999 a 2012, para a indústria das cidades da província de Jiangsu demonstraram coeficiente grande e estatisticamente significativo, assim contrapondo a abordagem padrão neoclássica de crescimento regional de Solow, o qual assume retornos constantes de escala.

Meglio et al. (2018) aplicaram as “Leis” de crescimento de Kaldor (KGL⁹) para contribuir no debate sobre a desindustrialização prematura em países em desenvolvimento, dando ênfase ao setor de serviços como um “motor” de crescimento adicional de uma economia. Para tal debate ligado as oportunidades de desenvolvimento por intermédio de mudanças estruturais, foi estabelecido um período amostral, entre 1975 a 2005, para análise industrial com inclusão de quatro subsetores de serviços de vinte e nove países em desenvolvimento –, Ásia, América Latina e África Subsaariana. Sendo utilizado o método de dados em painel para estimação. Os resultados obtidos apontaram que o setor de manufatura, realmente, foi o “motor” propulsor de crescimento em países dos continentes explorados nesse período. Para o setor heterogêneo de serviços, às evidências sinalizaram que os serviços empresariais se identificaram como o “motor” adicional de crescimento, explicado por sua contribuição na agregação da produtividade, conforme as suposições kaldorianas habitualmente aplicadas nos setores industriais de manufaturas.

Antenucci, Deleidi e Meloni (2019) utilizaram a “Lei” de Kaldor-Verdoorn para analisar o papel efetuado pelos fatores do lado da oferta e demanda no fomento ao crescimento da produtividade do trabalho, aplicando o modelo de Vetores Estruturais Auto-regressivos (SVAR) para a estimação dos países do G7¹⁰, entre 1970 a 2017. As descobertas apontaram que apesar da comprovação de que fatores do lado da oferta

⁸ Composta pelas regiões: Sunan (sul), Suzhong (central) e Subei (norte).

⁹ Kaldor’s Growth Laws (KGL).

¹⁰ Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos.

promovem crescimento na produtividade, também foi apontado validade relevante dos fatores da demanda. Além disso, também, foi demonstrado que os efeitos dos fatores do lado da demanda sobre o crescimento da produtividade do trabalho sinalizavam que os fatores da oferta não foram suficientes para o crescimento da produtividade. Assim, indicaram que as políticas adotadas pela ótica da demanda tendiam a impulsionar a produtividade por meio de estímulos aos fatores da oferta, em particular para manufatura.

Deleidi e Meloni (2019) procuraram evidências para justificar que a desaceleração da produtividade não era suficientemente explicada apenas pela ótica da oferta. Deste modo, realizaram uma ampla análise observando fatores do lado da demanda por meio de uma exploração econométrica da “Lei” de Kaldor-Verdoorn com modelo Auto-regressivo com defasagem distribuída (ARDL), entre o período de 1970 a 2016, para economia em geral e setores econômicos da Itália. Os resultados evidenciaram que para o período analisado a dinâmica da demanda agregada se mostrou importante para a determinação das tendências da produtividade, em particular para a manufatura.

Gabrisch (2021) analisou a produtividade sob a ótica da “Lei” de Kaldor-Verdoorn por meio de duas perspectivas distintas da literatura existente, de um lado, verificou-se a desaceleração da produtividade e, do outro, o estudo buscou revelar componentes de curto e longo prazo entre a produtividade e a produção (ou demanda). Para o estudo foi utilizado o modelo Auto-regressivo com Defasagem Distribuída (ARDL) associada a técnica de Co-integração e com aplicação em dado em painel para observação de dez países¹¹ da Europa Central e Oriental, entre 1995 a 2016. As estimativas confirmam a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para os países. Evidenciando que o avanço da produtividade era estimulado por uma relação resistente de equilíbrio de longo prazo com a produção. Além disso, confirmou-se a existência de legislação regional e que o lento crescimento da produtividade não era consequência do “progresso tecnológico impróprio”, mas sim, motivado pelo declínio das demandas: interna e externa.

Por meio do Quadro 1, fez-se uma descrição compacta da revisão de literatura internacional abordada nesta seção.

¹¹ Bulgária, República Tcheca, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Polônia, Romênia, Eslováquia e Eslovênia.

Quadro 1 – Resumo cronológico da revisão de literatura internacional

Autoria	Descrição
<p>Fazio, Maltês e Piacentino (2013)</p> <p>Setor(es): Manufatureiro Período: (1999 a 2005) Método(s): Multinível</p>	<p>Objetivo(s): Estimar a forma dinâmica da “Lei” de Verdoorn para pequenas e médias empresas do setor manufatureiro e obter medidas regionais desagregadas de retornos de escala para as regiões da Itália.</p> <p>Resultado(s): Demonstraram que todas as especificações sinalizaram retornos crescentes de escala, de modo simultâneo, tanto no nível micro quanto no regional italiano. Porém, com algum grau de heterogeneidade regional em toda península do país.</p>
<p>Millemaci e Ofria (2014)</p> <p>Setor(es): Manufatureiro Período: (1973 a 2006) Método(s): Variáveis instrumentais</p>	<p>Objetivo(s): Averiguar a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn com intuito de explicar os determinantes do crescimento da produtividade do trabalho, de longo prazo, do setor manufatureiro para alguns países desenvolvidos.</p> <p>Resultado(s): Foi sugerida a validação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para a indústria, tendo em vista que, às economias analisadas apresentaram retornos crescentes de escala. Entretanto, o aumento do capital e do custo do trabalho não apontaram evidências relevantes para justificar o aumento da produtividade. Não obstante, os coeficientes estimados de Verdoorn foram bastante estáveis para o período explorado.</p>
<p>Onakoya (2015)</p> <p>Setor(es): Manufatureiro Período: (1970 a 2012) Método(s): Regressão por MQO e Cointegração</p>	<p>Objetivo(s): Determinar a aplicabilidade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn examinando a relação entre a produtividade do trabalho e a produção do setor manufatureiro da Nigéria.</p> <p>Resultado(s): Revelou-se a ocorrência da relação positiva, no longo prazo, do crescimento da produtividade do trabalho com a produção da indústria de transformação.</p>
<p>McCombie, Spreafico e Xu (2018)</p> <p>Setor(es): Produção total e Indústria Período: (1996 a 2012) e (1999 a 2012) Método(s): Regressão por MQO Modelo Auto-regressivo de painel com distúrbios Auto-regressivos espaciais de efeitos fixos bidirecionais</p>	<p>Objetivo(s): Testar a relação de Kaldor para verificar quais fatores determinavam o crescimento da produtividade e do produto de sessenta e uma cidades da província de Jiangsu na China.</p> <p>Resultado(s): As taxas médias de crescimento para a produção total e para a indústria das cidades da província de Jiangsu demonstraram coeficiente grande e estatisticamente significativo, assim contrapondo a abordagem padrão neoclássica de crescimento regional de Solow, o qual assume retornos constantes de escala.</p>
<p>Meglio et al. (2018)</p> <p>Setor(es): Industrial e serviços Período: (1975 a 2005) Método(s): Dados em painel</p>	<p>Objetivo(s): Aplicar as “Leis” de crescimento de Kaldor para contribuir no debate sobre a desindustrialização prematura em países em desenvolvimento, dando ênfase ao setor de serviços como um “motor” de crescimento adicional de uma economia.</p>

	<p>Resultado(s): Apontaram que o setor de manufatura realmente foi o “motor” propulsor de crescimento em países dos continentes explorados nesse período. Para o setor heterogêneo de serviços, as evidências sinalizaram que os serviços empresariais se identificaram o “motor” adicional de crescimento, explicado por sua contribuição na agregação da produtividade conforme as suposições kaldorianas habitualmente aplicadas nos setores industriais de manufaturas.</p>
<p>Antenucci, Deleidi e Meloni (2019)</p> <p>Setor(es): Manufatura Período: (1970 a 2017) Método(s): Vetores Estruturais Auto-regressivos (SVAR)</p>	<p>Objetivo(s): Utilizar a “Lei” de Kaldor-Verdoorn para analisar o papel efetuado pelos fatores do lado da oferta e demanda no fomento ao crescimento da produtividade do trabalho.</p> <p>Resultado(s): As descobertas apontaram que apesar da comprovação de que fatores do lado da oferta promovem crescimento na produtividade, também foi apontado validade relevante dos fatores da demanda. Além disso, também foi demonstrado que os efeitos dos fatores do lado da demanda sobre o crescimento da produtividade do trabalho sinalizavam que os fatores da oferta não foram suficientes para o crescimento da produtividade. Assim, indicaram que as políticas adotadas pela ótica da demanda tendiam a impulsionar a produtividade por meio de estímulos aos fatores da oferta, em particular para manufatura.</p>
<p>Deleidi e Meloni (2019)</p> <p>Setor(es): Manufatura Período: (1970 a 2016) Método(s): Auto-regressivo com defasagem distribuída (ARDL)</p>	<p>Objetivo(s): Procurar evidências para justificar que a desaceleração da produtividade não era suficientemente explicada apenas pela ótica da oferta.</p> <p>Resultado(s): Evidenciaram que para o período analisado a dinâmica da demanda agregada se mostrou importante para a determinação das tendências da produtividade, em particular para a manufatura.</p>
<p>Gabrisch (2021)</p> <p>Setor(es): Indústria e Serviços Período: (1995 a 2016) Método(s): Auto-regressivo com Defasagem Distribuída (ARDL) associada a técnica de Co-integração e com aplicação em dado em painel.</p>	<p>Objetivo(s): Analisar a produtividade sob a ótica da “Lei” de Kaldor-Verdoorn por meio de duas perspectivas distintas da literatura existente, de um lado, foi verificado a desaceleração da produtividade e, do outro, se buscou revelar componentes de curto e longo prazo entre a produtividade e a produção (ou demanda).</p> <p>Resultado(s): As estimativas confirmam a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para os países. Evidenciando que o avanço da produtividade era estimulado por uma relação resistente de equilíbrio de longo prazo com a produção. Além disso, confirmou-se a existência de legislação regional e que o lento crescimento da produtividade não era consequência do “progresso tecnológico impróprio”, mas sim, motivado pelo declínio das demandas: interna e externa.</p>

Fonte: Elaboração própria com base na revisão de literatura.

3.2 CONSTATAÇÃO EMPÍRICA BRASILEIRA

Guimarães (2002) analisou a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, de forma empírica, para verificar a existência da relação entre a produção, economia de escala e produtividade do trabalho, em dois setores econômicos brasileiros: a indústria de transformação e a agricultura, para os anos de 1970 a 1997 e 1975 a 1995. O autor utilizou a metodologia Auto-regressiva Vetorial (VAR), afim de explorar os efeitos do aumento da produção na produtividade do trabalho e na variação do emprego. Os resultados encontrados para indústria de transformação foram de acordo com a literatura, pois se mostraram coerentes com a existência de retornos crescentes de escala, no que remete ao fator trabalho. Apesar disso, o dinamismo do setor não se mostrou tão intenso como os obtidos em outras nações. Para agricultura, os resultados constatados foram validos para a “Lei” de Kaldor-Verdoorn e, também, para “Lei” de Verdoorn, porém, neste caso com coeficientes bastante elevados. Contudo, foi constatado para o setor agrícola resultados sobrestimados, ou excessivo ao que se esperava, em razão de transições significativas na constituição das atividades predominantes do cenário em análise.

Marinho, Nogueira e Da Rosa (2002) procuraram comprovações empíricas baseado na aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn na indústria de transformação brasileira, entre o período de 1985 a 1997. Na pesquisa, foi explorado o comportamento da produção e da produtividade da indústria de transformação, por meio do modelo de Correção de Erros (MCE), afim de captar efeitos de curto e longo prazo relacionados as variações da produção, sobre produtividade do trabalho na indústria. Os resultados obtidos evidenciaram associação cointegrante entre produtividade-produção, no longo prazo, apontando coerência com a “Lei” de Kaldor-Verdoorn ao constatar que o crescimento da produção influenciava positivamente a produtividade da indústria de transformação nacional. Com a presença de quebra estrutural foi apontado para o período de 1985 a 1990, relação positiva entre produtividade e produção, apenas em razão de efeitos de curto prazo, sendo ocasionado pela demissão do pessoal ocupado e pela redução de horas trabalhadas. Pelo modelo de Correção de Erros (MCE) e o teste de Casualidade de Granger evidenciou-se um aceitável dinamismo, que possibilitou concluir que, entre 1990 a 1997, a produtividade teve crescimento não apenas pelos efeitos gerados no curto e longo prazo do incremento da produção, mas também contou com a elevação do grau de abertura econômica brasileira.

Apoiados especificamente na análise teórica, Feijó e Carvalho (2002) resgataram as proposições de Kaldor para o crescimento econômico, por meio do levantamento de discussões acerca dos efeitos da abertura econômica e estabilização de preços ocorridos na estrutura industrial brasileira, com intuito de esclarecer até quando o crescimento da produtividade na indústria se manteria insistente em um futuro não muito distante. Assim, sem estimar o coeficiente de Verdoorn, a pesquisa foi realizada por intermédio das observações das Contas Nacionais e da pesquisa industrial mensal e a anual do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Ao verificar os dados, constatou-se ausência de convergência da produtividade do trabalho entre os setores industriais, além de também ser apontado que uma fração do crescimento da produtividade industrial nacional foi consequência do encolhimento do emprego. Em termos das proposições de Kaldor, a conclusão alcançada sugeriu que para a década de 1990, o crescimento da produtividade não seria assegurado na ausência de elementos componentes da demanda.

Mata, Ponciano e Souza (2006) testaram a “Lei” de Kaldor-Verdoorn por Mínimos Quadrados Ordinários em termos das especificações kaldorianas, com intuito de ampliar a compreensão do cenário econômico brasileiro; estimando e verificando 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 produto interno bruto (PIB) e do valor adicionado ao nível de três setores da economia nacional, do período de 1994 a 2003. Os resultados estimados para a produtividade do trabalho e os níveis de produção validaram a “Lei” para economia nacional, porém se mostrou exceção para o setor da industrial que sinalizou elasticidades marginais em relação a produtividade do trabalho nula, no curto e no longo prazo.

Morrone (2006) aplicou a técnica de séries temporais com um modelo de Correção de Erro (MCE) na industrial, entre 1985 a 2001, e de corte transversal na agropecuária, entre 1970 a 1995, afim de investigar a ocorrência do fenômeno de economias de escala ao nível macroeconômico, por meio do ajuste relação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, entre produtividade e produção dos dois setores econômicos brasileiros. Os resultados encontrados para a indústria revelaram presença de economias de escala estática e dinâmica, validando a “Lei” de Kaldor-Verdoorn nos dois períodos, anteriores e posteriores a 1990. De modo que, a jornada de crescimento da produtividade industrial brasileira para o período se deve, ao menos em parte, em razão das economias de escalas dinâmicas, derivadas de fatores macroeconômicos, o que se mostrou em conformidade com que Kaldor havia determinado. Os resultados para agropecuária evidenciaram

ocorrência de economias de escala e, por meio da introdução da variável contribuição do capital, tanto os modelos originais de Verdoorn e de Kaldor quanto o ampliado, constataram existência favorável de economias de escala para o setor agropecuário. Assim, concluindo que ambos os setores apresentaram economias de escala significativas.

Silva (2006) procurou estimar a dinâmica econômica do Pólo Industrial de Manaus por meio da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, no sentido de verificar a relação entre a produção e a produtividade, analisando uma mostra de janeiro de 1995 a dezembro de 2004 e, para isso, utilizou-se os modelos de Correção de Erros (MCE) e o Auto-regressivo Vetorial (VAR). Os resultados evidenciaram admissível grau de dinamismo na economia local, visto que, a associação dos efeitos de curto e longo prazo possibilitaram que a produtividade aumentasse a uma velocidade acelerada, por meio de retornos ágeis no curto prazo, no que diz respeito a produtividade a choques de transições no valor total da produção e emprego. Além dessas constatações, foi observado a ocorrência de fontes endógenas de crescimento da produtividade, apontando retornos crescentes de escala. Assim, por meio da aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn no Pólo Industrial de Manaus foi captado robustez no método abordado na relação: produção, produtividade e emprego.

Braga e Marquetti (2007) testaram as “Leis” de Kaldor para a indústria do Rio Grande do Sul, entre 1980 a 2000, com aplicação de regressão linear. Para a primeira “Lei” de Kaldor, os resultados constaram uma relação referente ao crescimento da produtividade da indústria com o produto interno bruto (PIB) dos demais setores. Na segunda “Lei” de Kaldor, ou de Kaldor-Verdoorn, se explorou a importância do comportamento da demanda por produtos do setor da indústria no crescimento da competitividade e, por sua vez, no crescimento de uma economia como um todo. Os resultados apontaram que o crescimento da produção favoreceu o aumento na produtividade do setor industrial. Pela terceira “Lei” de Kaldor foi sinalizado que pelo crescimento da produção industrial ocorreu aumento da produtividade nos demais setores econômicos. Contudo, apesar das ressalvas referentes a redução do nível de emprego para a indústria gaúcha, foi constatado a importância do aumento da produção indústria, mesmo não sendo suficiente a utilização da mão de obra subempregada nos outros setores para justificar a validade da terceira “Lei”. Portanto, para o período de 1980 a 2000, foi evidenciado validade para as três “Leis” de Kaldor.

Almeida (2011) teve como objetivo elaborar uma equação de Verdoorn local para a agricultura em termos regionais, entre o período de 1993 a 2003, aplicando 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 *chatch-up* tanto em termos locais quanto globais para agricultura brasileira.

Morrone (2013) aplicou a “Lei” de Kaldor-Verdoorn para observar a atuação da indústria brasileira no processo de crescimento econômico. Assim, o estudo foi analisado para o período de janeiro de 2001 a junho de 2012, sendo estimado pelo modelo de Correção de Erros (MCE). Conforme os resultados obtidos foi concluído que o setor industrial brasileiro demonstrou economias de escala estáticas e dinâmicas, de modo que, a “Lei” de Kaldor-Verdoorn foi validada para o período estudado.

Morrone (2014) analisou de modo empírico a validade da suposição kaldoriana a qual descreve que o aumento dos níveis de exportações, pelo lado da demanda no sentido de Granger, causa o crescimento da produtividade. Dessa forma, as exportações foram incorporadas como uma *proxy* da demanda, ou produção, tendo como propósito indireto prestar esclarecimento do ajuste da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, na análise da indústria de transformação do Rio Grande do Sul. O período de análise foi de dezembro de 2007 a dezembro de 2013, observados por meio do método proposto por Toda e Yamamoto (1995). Esse método, remete ao teste de causalidade entre as variáveis: produtividade da manufatura, produção, câmbio e exportações do setor, examinando as restrições dos parâmetros do modelo de vetores autorregressivos (VAR), com as variáveis em níveis e estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Os resultados obtidos apontam não haver evidências que a demanda estrangeira impulsiona o aumento da produtividade manufatureira do estado, assim divergindo da suposição kaldoriana. Mediante essa ocorrência, também, foi constatado que a taxa de câmbio no sentido de Granger antecede o volume de exportações e a produtividade industrial.

Duarte (2016) buscou comprovações empíricas da primeira e segunda “Lei” de Kaldor ao analisar a indústria de transformação da Bahia, entre janeiro de 2000 a dezembro de 2013 e de janeiro de 2002 a outubro de 2014, respectivamente. Aplicando a transformação logarítmica nas variáveis, os autores estimaram as elasticidades usando Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Conforme as constatações empíricas da primeira e segunda “Lei” de Kaldor para indústria baiana, o setor demonstrou um certo grau de dinamismo. Além disso, foi verificado, por meio da cointegração entre as taxas de crescimento do PIB e do PIB da indústria de transformação, que o efeito de longo prazo implicou positivamente na indústria de transformação da Bahia, revelando coerência com

o apontamento empírico da primeira “Lei”. Para a segunda “Lei” de Kaldor, os resultados evidenciaram robusta explicação dos efeitos da produtividade no crescimento da indústria de transformação. Desta forma, concluiu-se que as “Leis” de Kaldor foram válidas para o estudo realizado na indústria de transformação da Bahia.

Carcanholo e Porsse (2016) aplicaram as três “Leis” de Kaldor nos municípios brasileiros com o propósito de verificar a validade das “Leis” na esfera municipal. Para o estudo, foi analisado uma amostra de 5.564 municípios por meio da metodologia de regressão geograficamente ponderada (RPG). As variáveis estudadas foram: PIB *per capita* e diferença do valor adicionado do setor industrial e o não industrial para a primeira “Lei”; emprego industrial e valor adicionado pela industrial para a segunda “Lei” e renda por trabalhador, valor adicionado pelo setor industrial e diferença do emprego industrial e o não industrial para a terceira “Lei”. Os modelos de regressão globais empregadas nas “Leis” de Kaldor revelaram efeitos de dependência espacial significativos e o modelo RPG se mostrou melhor ajustado para a primeira e segunda “Lei” de Kaldor, explicitando que os coeficientes estruturais de ambas as “Leis” possuíam considerável variabilidade espacial. Já para a terceira “Lei” as estimativas dos modelos RPG não se mostraram elevadas. Assim, as evidências desse estudo apontaram que as três “Leis” de Kaldor foram válidas nos níveis global e no local.

Silva (2018) analisou de forma empírica a “Lei” de Kaldor-Verdoorn no setor industrial brasileiras e o grau dinamismo desse setor, entre janeiro 2002 a dezembro de 2017, por meio da relação de equilíbrio de longo prazo entre a produção e produtividade. Para verificação da relação de equilíbrio, o modelo utilizado foi o Vetor Auto-regressivo (VAR) na contextualização de Vetor de Correção de Erros (VECM). Os resultados obtidos confirmam a existência de relação de equilíbrio confiável entre a produção e produtividade da indústria, consoante com as proposições da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para o setor industrial nacional da amostra analisada. Porém, foi verificado que em épocas de queda na produção, o crescimento da produtividade é originado em maior parte por fatores externos ao modelo, o que demonstra que a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, apenas é identificada como válida em períodos que a economia se encontra em expansão. Além disso, também se concluiu que o setor industrial brasileiro dispõe de um razoável grau de dinamismo, no período explorado.

Silva e Reis (2018) investigaram a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn por intermédio de uma aplicação entre a produção e a produtividade para o Pólo Industrial de Manaus (PIM), entre 2002 a 2014. A metodologia realizada foi a de séries temporais pelos

modelos do Vetor Auto-regressivo (VAR) e de Correção de Erros (MCE). As estimativas apontaram ocorrência de retornos crescentes de escala, o que apontou evidências para a validade da referida “Lei”. Deste modo, foi sinalizado que no longo prazo a elasticidade obteve uma relação de 0,45 entre a produtividade e a produção industrial.

Assim como, pelo Quadro 1, por intermédio do Quadro 2, foi demonstrado uma descrição objetiva da revisão de literatura nacional referente a abordagem de Kaldor.

Quadro 2 – Resumo cronológico da revisão de literatura nacional

Autoria	Descrição
<p data-bbox="384 752 580 786">Guimarães (2002)</p> <p data-bbox="240 819 667 882">Setor(es): Indústria de transformação e Agricultura</p> <p data-bbox="240 887 671 920">Período: (1970 a 1997) e (1975 a 1995)</p> <p data-bbox="240 925 719 958">Método(s): Auto-regressiva Vetorial (VAR)</p>	<p data-bbox="754 723 1356 882">Objetivo(s): Analisar a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, de forma empírica, para verificar a existência da relação entre a produção, economia de escala e produtividade do trabalho, em dois setores econômicos brasileiros: a indústria de transformação e a agricultura.</p> <p data-bbox="754 887 1356 1077">Resultado(s): Para indústria de transformação foram de acordo com a literatura, pois se mostraram coerentes com a existência de retornos crescentes de escala, no que remete ao fator trabalho. Apesar disso, o dinamismo do setor não se mostrou tão intenso como os obtidos em outras nações.</p> <p data-bbox="754 1081 1356 1305">Para agricultura foi constatado validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn e a “Lei” de Verdoorn, porém, neste caso com coeficientes bastante elevados. Assim, foi verificado para o setor resultados sobrestimados, ou excessivo ao que se esperava, em razão de transições significativas na constituição das atividades predominantes do cenário em análise.</p>
<p data-bbox="284 1346 687 1379">Marinho, Nogueira e Da Rosa (2002)</p> <p data-bbox="240 1413 647 1447">Setor(es): Indústria de transformação</p> <p data-bbox="240 1451 496 1485">Período: (1985 a 1997)</p> <p data-bbox="240 1489 651 1523">Método(s): Correção de Erros (MCE)</p>	<p data-bbox="754 1314 1356 1406">Objetivo(s): Procurar comprovações empíricas baseado na aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn na indústria de transformação brasileira.</p> <p data-bbox="754 1411 1356 1601">Resultado(s): Evidenciaram associação cointegrante entre produtividade-produção, no longo prazo, apontando coerência com a “Lei” de Kaldor-Verdoorn ao constatar que o crescimento da produção influenciava positivamente a produtividade da indústria de transformação nacional.</p> <p data-bbox="754 1606 1356 1765">Com a presença de quebra estrutural foi apontado para o período de 1985 a 1990, relação positiva entre produtividade e produção, apenas em razão de efeitos de curto prazo, sendo ocasionado pela demissão do pessoal ocupado e pela redução de horas trabalhadas.</p> <p data-bbox="754 1769 1356 1993">Pelo modelo de Correção de Erros (MCE) e o teste de Casualidade de Granger evidenciou-se um aceitável dinamismo, que possibilitou concluir que entre 1990 a 1997, a produtividade teve crescimento não apenas pelos efeitos gerados no curto e longo prazo do incremento da produção, mas também contou com a elevação do grau de abertura econômica brasileira.</p>

<p>Feijó e Carvalho (2002)</p> <p>Sector(es): Industrial Período: (década de 1990) Método(s): Revisão das Contas Nacionais e da pesquisa industrial.</p>	<p>Objetivo(s): Resgatar as proposições de Kaldor referente ao crescimento econômico, por meio do levantamento de discussões acerca dos efeitos da abertura econômica e estabilização de preços ocorridos na estrutura industrial brasileira, com intuito de esclarecer até quando o crescimento da produtividade na industrial se manteria insistente em um futuro não muito distante.</p> <p>Resultado(s): Foi constatado a ausência de convergência da produtividade do trabalho entre os setores industriais, além de também ser apontado que uma fração do crescimento da produtividade industrial nacional foi consequência do encolhimento do emprego.</p> <p>Em termos das proposições de Kaldor, a conclusão alcançada sugeriu que para a década de 1990, o crescimento da produtividade não seria assegurado na ausência de elementos componentes da demanda.</p>
<p>Mata, Ponciano e Souza (2006)</p> <p>Sector(es): Agropecuária, Indústria e Serviços Período: (1994 a 2003) Método(s): Regressão por MQO</p>	<p>Objetivo(s): Testar a “Lei” de Kaldor-Verdoorn por MQO em termos das especificações kaldorianas, com intuito de ampliar a compreensão do cenário econômico brasileiro; estimando e verificando 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 da economia nacional.</p> <p>Resultado(s): As estimativas em relação a produtividade do trabalho e os níveis de produção validaram a “Lei” para economia nacional, porém se mostrou exceção para o setor da industrial que sinalizou elasticidades marginais em relação a produtividade do trabalho nula, no curto e no longo prazo.</p>
<p>Morrone (2006)</p> <p>Sector(es): Indústria e Agropecuária Período: (1985 a 2001) e (1970 a 1995) Método(s): Séries temporais Correção de Erro (MCE) e Corte transversal</p>	<p>Objetivo(s): Investigar a ocorrência do fenômeno de economias de escala ao nível macroeconômico, por meio do ajuste relação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, entre produtividade e produção de dois setores econômicos brasileiros.</p> <p>Resultado(s): Para a indústria revelaram presença de economias de escala estática e dinâmica, validando a “Lei” de Kaldor-Verdoorn nos dois períodos, anteriores e posteriores a 1990.</p> <p>Para agropecuária evidenciaram ocorrência de economias de escala e, por meio da introdução da variável contribuição do capital, tanto os modelos originais de Verdoorn e de Kaldor quanto o ampliado, constataram existência favorável de economias de escala para o setor agropecuário. Assim, concluindo que ambos os setores apresentaram economias de escala significativas.</p>
<p>Silva (2006)</p> <p>Sector(es): Indústria Período: (jan. 1995 a dez. 2004) Método(s): Modelos de Correção de Erros (MCE) e Auto-regressivo Vetorial (VAR)</p>	<p>Objetivo(s): Estimar a dinâmica econômica do Pólo Industrial de Manaus por meio da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, no sentido de verificar a relação entre a produção e a produtividade.</p> <p>Resultado(s): Evidenciaram admissível grau de dinamismo na economia local, visto que, a associação dos efeitos de curto e longo prazo possibilitaram que a</p>

	<p>produtividade aumentasse a uma velocidade acelerada, por meio de retornos ágeis no curto prazo, no que diz respeito a produtividade a choques de transições no valor total da produção e emprego.</p> <p>Também foi observado a ocorrência de fontes endógenas de crescimento da produtividade, apontando retornos crescentes de escala e por meio da aplicação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn no Pólo Industrial de Manaus foi captado robustez no método abordado na relação: produção, produtividade e emprego.</p>
<p>Braga e Marquetti (2007)</p> <p>Setor(es): Indústria Período: (1980 a 2000) Método(s): Regressão linear</p>	<p>Objetivo(s): Testar as “Leis” de Kaldor para a indústria do Rio Grande do Sul.</p> <p>Resultado(s): Para a primeira “Lei” de Kaldor, foi constatado uma relação referente ao crescimento da produtividade da indústria com o produto interno bruto (PIB) dos demais setores.</p> <p>Para a segunda “Lei” de Kaldor (ou de Kaldor-Verdoorn) os resultados pontaram que o crescimento da produção favoreceu o aumento na produtividade do setor industrial.</p> <p>Para a terceira “Lei” de Kaldor foi sinalizado que pelo crescimento da produção industrial ocorreu aumento da produtividade nos demais setores econômicos. Portanto, para o período analisado foi evidenciado validade para as três “Leis” de Kaldor.</p>
<p>Almeida (2011)</p> <p>Setor(es): Agricultura local Período: (1993 a 2003) Método(s): Regressões ponderadas geograficamente (RPG)</p>	<p>Objetivo(s): Teve como objetivo elaborar uma equação de Verdoorn local para a agricultura brasileira em termos regionais.</p> <p>Resultado(s): 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.</p>
<p>Morrone (2013)</p> <p>Setor(es): Indústria Período: (jan. 2001 a jun. 2012) Método(s): Modelo de Correção de Erros (MCE)</p>	<p>Objetivo(s): Foi aplicada a “Lei” de Kaldor-Verdoorn para observar a atuação da indústria brasileira no processo de crescimento econômico.</p> <p>Resultado(s): Apontaram que o setor industrial brasileiro demonstrou economias de escala estáticas e dinâmicas, de modo que, a “Lei” de Kaldor-Verdoorn foi validada para o período estudado.</p>
<p>Morrone (2014)</p> <p>Setor(es): Indústria de transformação Período: (dez. 2007 a dez. 2013) Método(s): Vetores autorregressivos (VAR)</p>	<p>Objetivo(s): Analisar de modo empírico a validade da suposição kaldoriana a qual descreve que o aumento dos níveis de exportações, pelo lado da demanda no sentido de Granger, causa o crescimento da produtividade.</p> <p>Resultado(s): Apontam não haver evidências de que a demanda estrangeira impulsiona o aumento da produtividade manufatureira do estado, assim divergindo com a suposição kaldoriana. Mediante essa ocorrência, também foi notado que a taxa de câmbio no sentido de Granger antecede o volume de exportações e a produtividade industrial.</p>
<p>Duarte (2016)</p> <p>Setor(es): Indústria de transformação Período: (jan. 2000 a dez. 2013) e (jan. 2002 a out. 2014)</p>	<p>Objetivo(s): Procurar comprovações empíricas da primeira e segunda “Lei” de Kaldor, ao analisar a indústria de transformação da Bahia.</p> <p>Resultado(s): Conforme, as constatações empíricas da primeira e segunda “Lei” de Kaldor para indústria baiana, o setor demonstrou um certo grau de dinamismo.</p>

<p>Método(s): Regressão de longo prazo por (MQO)</p>	<p>Para a segunda “Lei” de Kaldor, os resultados evidenciaram robusta explicação dos efeitos da produtividade no crescimento da indústria de transformação. Desta forma, concluiu-se que as “Leis” de Kaldor foram válidas para o estudo realizado na indústria de transformação da Bahia.</p>
<p>Carcanholo e Porsse (2016)</p> <p>Setor(es): Industrial e não industrial Período: 2010 Método(s): Regressão geograficamente ponderada (RPG)</p>	<p>Objetivo(s): Aplicação das três “Leis” de Kaldor nos municípios brasileiros com o propósito de verificar a validade das “Leis” na esfera municipal.</p> <p>Resultado(s): Os modelos de regressão globais empregadas nas “Leis” de Kaldor revelaram efeitos de dependência espacial significativos e o modelo RPG se mostrou melhor ajustado para a primeira e segunda “Lei” de Kaldor, explicitando que os coeficientes estruturais de ambas as “Leis” possuíam considerável variabilidade espacial.</p> <p>Para a terceira “Lei” a estimativas de RPG não se mostraram elevadas. Assim, às evidências apontaram que as “Leis” de Kaldor foram válidas nos níveis global e local.</p>
<p>Silva (2018)</p> <p>Setor(es): Indústria Período: (jan. 2002 a dez. 2017) Método(s): Vetor Auto-regressivo (VAR) e Vetor de Correção de Erros (VECM)</p>	<p>Objetivo(s): Analisar de forma empírica a “Lei” de Kaldor-Verdoorn no setor industrial brasileiras e o grau dinamismo desse setor por meio da relação de equilíbrio de longo prazo entre a produção e produtividade.</p> <p>Resultado(s): Confirmam a existência da relação de equilíbrio confiável entre a produção e produtividade da indústria, consoante com as proposições da “Lei” de Kaldor-Verdoorn para o setor industrial nacional da amostra analisada. Porém, em épocas de queda na produção, o crescimento da produtividade é originado em maior parte de fatores externos ao modelo, o que demonstra que a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, apenas é identificada como válida em períodos que a economia se encontra em expansão. Além disso, também se concluiu que o setor industrial brasileiro dispõe de um razoável grau de dinamismo, no período explorado.</p>
<p>Silva e Reis (2018)</p> <p>Setor(es): Indústria Período: (2002 a 2014) Método(s): Séries temporais, Vetor Auto-regressivo (VAR) e de Correção de Erros (MCE)</p>	<p>Objetivo(s): Investigar a validade da “Lei” de Kaldor-Verdoorn por intermédio de uma aplicação entre a produção e a produtividade para o Pólo Industrial de Manaus (PIM).</p> <p>Resultado(s): As estimativas demonstram ocorrência de retornos crescentes de escala, o que apontou evidências para a validade da referida “Lei”. Assim, foi sinalizado que no longo prazo a elasticidade obteve uma relação de 0,45 entre a produtividade e a produção industrial.</p>

Fonte: Elaboração própria com base na revisão de literatura.

No capítulo a seguir são apresentados os aspectos metodológicos do estudo, juntamente com as variáveis analisadas e a fonte de dados.

4 METODOLOGIA

Este capítulo foi estruturado para contemplar a fundamentação metodológica, sendo composto por quatro seções. Na primeira, foi realizada a apresentação formal da análise exploratória de dados espaciais (AEDE), na segunda, foram especificados os modelos econométricos de dependência espacial e seus testes, na terceira, foi apresentado a fonte de dados e as variáveis do estudo e na quarta, foram apresentados os modelos espaciais referentes a relação entre a produtividade do trabalho e a produção, nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) para a investigação da produtividade nas lavouras brasileiras.

4.1 ANALISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

A análise exploratória de dados espaciais (AEDE) é fundamentada em procedimentos metodológicos e técnicos que “procuram” detectar padrões da relação espacial, de dependência e heterogeneidade, de ocorrências (ou fenômenos) de caráter socioeconômicos. Dessa forma, o intuito de sua aplicação é conhecer a organização e dinâmica no espaço, concedendo suporte para elaboração e avaliação de políticas públicas e privadas que incrementem em partes, ou de modo geral, o desempenho social e econômico de um país.

Anselin (1999) definiu a AEDE como o agrupamento de técnicas que tem como intenção relatar e ilustrar de forma visual às distribuições espaciais, detectando locais incomuns, casos de *outliers* espaciais, padrões de relações espaciais, oriundos de *clusters* espaciais, assim como indicar métodos espaciais distintos e formas espaciais estacionários ou não estacionários.

A AEDE ocupa-se de modo direto de efeitos decorrentes da dependência espacial e heterogeneidade espacial. Em outros termos, o intuito desse método é detalhar a distribuição espacial, os padrões de combinação espacial (*clusters*), investigar a presença de distintos regimes espaciais ou outras formas de inconsistência espaciais (não estacionariedade), e assim especificar observações inesperadas como são os casos de *outliers* (PEROBELLI; FERREIRA; FARIA, 2006, PAROBELLI et al., 2007).

Neste contexto, Almeida (2012) destaca que o propósito crucial da técnica da AEDE implica em oportunizar que dados com particularidades espaciais expressem informações oriundas de sua análise por si só. Visto que, o método de AEDE leva em

consideração a distribuição e a interação de uma série de dados de caráter espacial (SEFFRIN, 2017).

A preocupação com a distribuição geográfica populacional nos espaços regionais levou Tobler (1970) a elaborar a primeira Lei da geografia: *“tudo está relacionado com tudo, mas as coisas mais próximas estão mais relacionadas entre si do que as mais distantes”*¹² (TOBLER, 1970, p. 236, *apud* ABREU (2018)).

A Lei inspirou outros trabalhos, como o de Jean Henri Paul Paelink na década de 1970, que, segundo Anselin (1988), cunhou a expressão “Econometria Espacial”. Ou seja, o autor buscou qualificar e quantificar, a expansão regional dentro da literatura científica, particularmente, aplicando modelos econométricos multirregionais.

A relevância do espaço foi relatada por Anselin (1988), como um conceito essencial subentendido e incontestável para a estrutura da ciência regional, pois, a partir da expansão inicial dessa área, em fins da década de 1950, uma significativa quantidade de teorias de caráter espaciais e modelos operacionais foram produzidos e disseminados gradativamente na análise urbana e regional.

Nesta direção, o aparecimento da Econometria espacial foi amparado, sucintamente, em duas particularidades: (i) na relevância do conteúdo espacial pertencente à ciência regional, particularmente em estudos de caráter econômico regional e (ii) na distribuição de dados espaciais, que são capazes de exibir dependência ou heterogeneidade em sua configuração (VIEIRA, 2009).

4.1.1 Autocorrelação espacial global univariada

No estudo da AEDE, antes de tudo se faz necessário testar a hipótese de que a distribuição espacial dos dados seja aleatória, pois essa aleatoriedade tem por significado que os valores de determinado atributo de uma região não se fundamentam nos valores das regiões próximas (ou vizinhas), de modo que, para essa análise é vital um coeficiente de autocorrelação espacial.

De modo geral, um coeficiente de autocorrelação retrata certo conjunto de dados organizados em uma determinada sequência, por sua vez, um coeficiente de autocorrelação espacial detalha uma série de dados, também, organizados, porém em conformidade com uma sequência espacial (ALMEIDA, 2012). Nessas condições, é

¹² *“first law of geography: everything is related to everything else, but near things are more related than distant things”* (TOBLER, 1970, p. 236).

viável lembrar que a ilustração de um mapa gera dois tipos de informações: um com enfoque nos valores do atributo de certa variável e o outro com ênfase no arranjo desses valores ordenados no espaço.

Almeida (2012) salientou que todo coeficiente de autocorrelação é estabelecido pela razão das medidas da autocovariância e da variação total dos dados, sendo que medidas distintas de autocovariância resultam em diferentes coeficientes de autocorrelação espacial, sendo as medidas de autocovariância mais utilizadas: (i) produto cruzado: $y_i \cdot y_j$; (ii) quadrado da diferença: $(y_i - y_j)^2$ e (iii) módulo da diferença: $|y_i - y_j|$. Assim, a grandeza de autocovariância depende da escala de grandeza das variáveis, nestes termos, o resultado da autocovariância de uma variável não pode ser confrontado com o valor de outra variável, no caso de possuírem escalas distintas.

Por essa razão, é realizada a divisão pela variância dos dados com intuito de eliminar o predomínio da escala de medida, assim reordenando o conjunto de observações, e, por conseguinte, o coeficiente de autocorrelação se torna independente da escala. Neste instante, como a análise é voltada para a situação espacial, se faz necessário que se tenha uma matriz de ponderação espacial, W , que descreva a organização da ligação da interação espacial (ALMEIDA, 2012). Desta maneira, de acordo com Almeida (2012), para elaboração de uma estatística de autocorrelação espacial, são cruciais três informações, (i) uma medida de autocovariância; (ii) uma medida variância dos dados e (iii) uma matriz de ponderação espacial, W .

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, descrita algebricamente da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (5)$$

Ou na forma matricial,

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z'Wz}{z'z} \quad (6)$$

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 , w_{ij} representa um elemento dessa matriz, referente a região i e a j , S_0 é igual a operação $\sum_{i,j} w_{ij}$, 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 a serem testadas são: H_0 aleatoriedade espacial contra H_1 : autocorrelação espacial.

O I de Moran gera a grandeza geral da relação espacial que ocorre na série de dados e sua variação é de -1 a +1, assim, por meio dos resultados essa estatística possui três tipos de classificações, a saber: (i) valores próximos a zero são indicativos de inexistência de autocorrelação espacial; (ii) valores positivos assinalam ocorrência de autocorrelação positiva, indicando que o valor do atributo que corresponde a certa localização no espaço possui tendência a assemelhar-se ao dos seus vizinhos e (iii) quando os valores são negativos, o sinal significa que a ocorrência de autocorrelação negativa (MARCONATO; LAROCCA; QUINTANILHA, 2012).

4.1.2 Autocorrelação espacial local univariada

Segundo Anselin (1995), novas técnicas de análises de dados espaciais foram desenvolvidas por intermédio do aumento da capacidade visual, recuperação acelerada dos dados e manipulação de sistemas de informações geográficas (SIG), criando assim a necessidade de procedimentos de análises sofisticadas direcionadas a particularidades espaciais, uma vez que, a inquietude era centrada na identificação de padrões locais de associação espacial.

Com competência de registrar padrões locais de autocorrelação espacial, a partir do sugerido 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 especificações (ALMEIDA, 2012), então sendo:

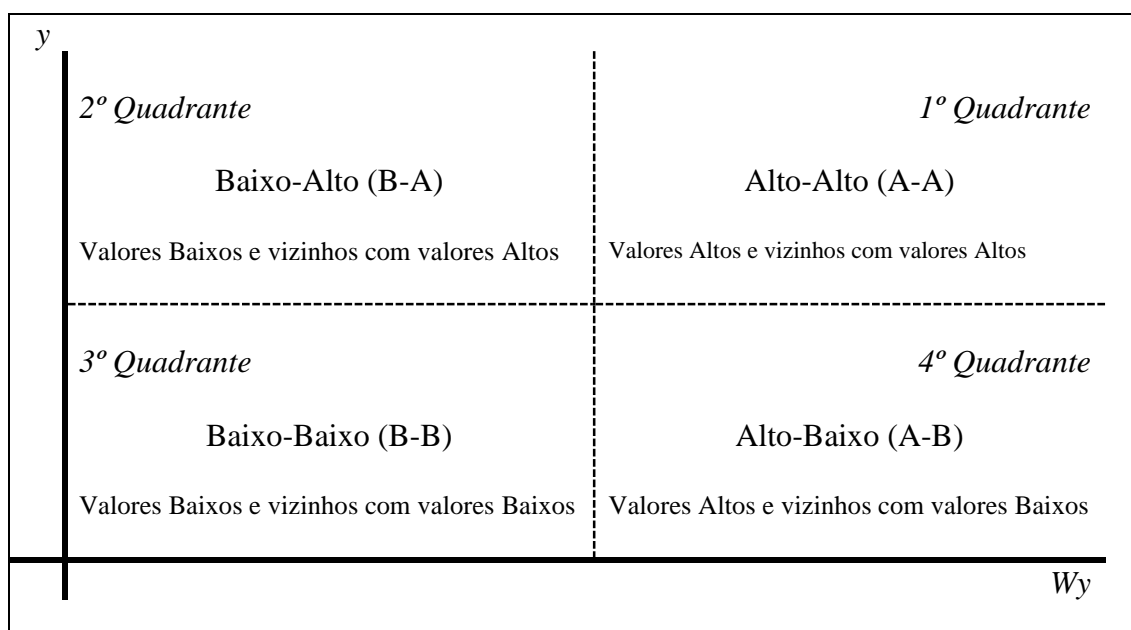
- **Primeira condição:** cada observação ser capaz de sinalizar agrupamentos (*clusters*) espaciais com significância estatística;

- **Segunda condição:** o montante das observações dos indicadores locais (LISAs) de todas as regiões deve corresponder a seu proporcional indicador de autocorreção 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; FARIAS, 2006).

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-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). Sendo que, cada uma dessas categorias corresponde a um quadrante dentro do diagrama de dispersão de Moran, Figura 1.

Figura 1 – Representação do diagrama de dispersão de Moran



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

Almeida (2012) também destaca que o coeficiente I_i de Moran local, para uma determinada variável y padronizada –, então observada na região i , z_i –, é algebricamente descrito como:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (7)$$

No entanto, o cálculo de I_i , apenas inclui os vizinhos da observação i , que são determinados pela matriz de pesos espaciais. Nestes termos, é indispensável que I_i satisfaça a segunda condição, para, então, ser considerado um indicador LISA. Assim, ao ser somado os indicadores locais de I de Moran tem-se:

$$\sum_i I_i = \sum_i z_i \sum_j w_{ij} z_j = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j \quad (8)$$

A partir da equação (5), o I de Moran pode ser reformulado como:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} = \frac{\sum_i I_i}{S_0 \sum_i \frac{z_i^2}{n}} \quad (9)$$

Logo, o montante dos indicadores locais do I de Moran equivale a seguinte formulação:

$$\sum_i I_i = S_0 m_2 I = \kappa \cdot I \quad (10)$$

De modo que, o fator correspondente para tal equivalência necessita ser $\kappa = S_0 m_2$. Logo, é percebido que $m_2 = \sum_i \frac{z_i^2}{n}$ e, em caso da matriz W for normalizada na linha, $S_0 = n$, tornando $\kappa = \sum_i z_i^2$.

Seguindo a suposição de normalidade, então o valor esperado para a estatística I_i , é formulada como segue a baixo:

$$E[I_i] = -\frac{w_i}{(n-1)} \quad (11)$$

em que, w_i denota o somatório dos elementos da linha da matriz W .

Também, é razoável lembrar que é possível classificar a relação linear espacial estabelecida pelo I_i de Moran local, uma vez que, individualmente, cada observação

apurada corresponda a um I_i . Nesta direção, para evitar equívocos, uma maneira de representar essas estatísticas é por meio de ilustração de mapas. O mapa de *clusters* LISA associa a informação do diagrama de dispersão de Moran com a informação do mapa se houver significância referente às medidas de associação local I_i , assim, ilustrando a classificação por meio das quatro ramificações apresentadas na Figura 1, (ALMEIDA, 2012).

4.1.3 Autocorrelação espacial global bivariada

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, se faz necessário calcular a estatística I de Moran na forma padronizada (z_1 e z_2) para ambas variáveis, na forma:

$$I^{z_2 z_1} = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{z_1' W Z_2}{z_1' z_1} \quad (12)$$

No caso de a matriz denotada por W ser formalizada na linha, a equação (12) é dada por:

$$I^{z_2 z_1} = \frac{z_1' W Z_2}{z_1' z_1} \quad (13)$$

Em ambas as equações (12) e (13) é visível que o coeficiente possui dois componentes diferentes, pois na associação bivariada da estatística I de Moran, o numerador expressa uma medida de covariância do tipo cruzado enquanto que 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. Esse gráfico de dispersão representado por inúmeros pontos pela associação de ambas as variáveis é configurado a declividade da reta de regressão, estimada por MQO, assim especificada por:

$$Wz_2 = \alpha + \beta z_1 + \varepsilon \quad (14)$$

em que: α é a constante do modelo de regressão, β é o coeficiente angular e ε é um 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 da defasagem espacial (Wz_2) contra a variável de interesse (z_1), então estimada por MQO (ALMEIDA, 2012):

$$I^{z_2 z_1} = \frac{z_1' Wz_2}{z_1' z_1} \quad (15)$$

Sendo a interpretação do diagrama de Moran semelhante ao da Figura 1.

4.1.4 Autocorrelação espacial local bivariada

Em relação a autocorrelação local bivariada, assim como a global, também é possível encontrar um coeficiente para análise espacial local, sendo que por meio de duas variáveis (y_i e x_i) de interesse. Ao padronizar tais variáveis pode-se representá-las por z_{1i} e z_{2i} . Ao rearranjar a expressão I de Moran local para as essas variáveis, segundo ALMEIDA (2012), chega-se:

$$I_i^{z_2 z_1} = z_{1i} Wz_{2i} \quad (16)$$

em que, Wz_{2i} representa a defasagem espacial da variável padronizada z_{2i} . Uma vez que, os vizinhos da observação i , determinados de acordo com a matriz de pesos espaciais são incorporados no cálculo.

Desta forma, tal estatística sinaliza o nível de relação linear, positiva ou negativa, entre o valor de uma variável na região, $i(z_{1i})$, e a média de uma outra variável nas regiões vizinhas, Wz_{2i} (ANSELIN, 2003, ALMEIDA, 2012). Contudo, é habitual que essas estatísticas são ilustradas na forma de mapas, o que possibilita uma elevação maior no grau de esclarecimento e interpretações.

4.1.5 Efeitos espaciais

Os dados espaciais agregados são determinados pela dependência, relacionado a autocorrelação espacial, e, pela heterogeneidade, elencada à estrutura espacial, visto que, ambos os efeitos espaciais são relevantes para análise econométrica espacial, devido a possibilidade de anular determinados resultados estabelecidos pela metodologia padrão, requerer adaptações metodológicas em outros casos e, em certas situações requisitar a elaboração de um agrupamento de técnicas especializadas (ANSELIN, 1988).

Segundo Anselin (1988), a heterogeneidade é um outro tipo de efeito espacial, e, está vinculado a ausência de estabilidade no espaço das relações comportamentais. De modo mais sucinto, isso acarreta que formas e parâmetros funcionais variam com a localização e não apresentam homogeneidade em todo o conjunto de dados.

Nesse contexto, os efeitos espaciais são fontes essenciais para existência de uma divisão em prol do campo da econometria espacial, sendo a dependência e a heterogeneidade características de dados e modelos na ciência regional merecedoras de atenção detalhada em termos metodológicos (ANSELIN, 1988).

Assim, a importância de um campo qualificado como econometria espacial é amparada pela significativa relevância do conteúdo espacial pertencente a ciência regional, ou especificamente economia regional, e, pela distribuição de dados no espaço, os quais podem ter dependência ou heterogeneidade presentes em sua configuração (VIEIRA, 2009).

Conforme Anselin e Florax (1995) a dependência espacial contém dois tipos de implicações, sendo uma a inexistência de independência e a outra uma estrutura espacial implícita a essa correlação espacial (autocorrelação ou correlação cruzada), no sentido em que a força e a especificação da dependência espacial são estabelecidas pela posição (ou localização) absoluta e relativa como, por exemplo, topologia e distância.

Ainda, segundo os autores, a dependência espacial se mostra importante por meio de duas particularidades: uma no que diz respeito a dependência espacial substantiva, a qual tem como interesse central a especificação da interação espacial por trás da variável de interesse, sendo dado como exemplo, a variável dependente de um modelo de regressão. Outra alternativa, é a dependência espacial de incômodo, assim denominada por ser a dependência espacial entre as variáveis ignoradas no modelo, que então, é representada nos termos de erros. Como exemplo, foi considerada às limitações de observações de unidades administrativas para verificar os valores de terras agrícolas.

Portanto, Anselin e Florax (1995) apontaram que enquanto a dependência espacial substantiva exige a formulação de modelos explícitos, por sua vez, a dependência de incômodo apenas requer ajustes na interpretação e a utilização inferencial das especificações existentes.

Anselin e Bera (1998), de forma relativa, definiram a autocorrelação espacial como uma eventual parença de valores com a semelhança da posição (ou localização). Melhor dizendo, valores altos ou baixos para uma variável aleatória possuem tendência a se aglomerarem no espaço refletindo autocorrelação positiva, ou por sua vez, os locais possuem tendência a serem rodeados por vizinhos que apresentam valores bastante distintos, assim, provocando autocorrelação negativa.

Contudo, a autocorrelação espacial positiva é descrita por eles como a mais intuitiva, pois a autocorrelação espacial negativa nem sempre apresenta uma inferência amplamente considerável. No caso de ocorrer autocorrelação espacial positiva, isso acarreta que determinada amostra dispõe de menos informação do que um complemento não correlacionado. Neste sentido, para efetuar uma interpretação estatística apropriada, a referida perda de informação necessita ser claramente identificada por meio de testes das estimativas e diagnósticos, pois essa é a natureza do problema da autocorrelação espacial de estudos econométricos (ANSELIN; BERA, 1998).

Almeida (2012) expressa o significado da dependência espacial, como sendo o valor de uma variável analisada em uma determinada região, que se faz dependente do valor da referida variável de interesse das regiões próximas (ou vizinhas), assim como da reunião composta por variáveis independentes exógenas. Em outras palavras, essa dependência demonstra que o valor de uma variável analisada em uma certa região, depende do valor da variável das regiões vizinhas, assim como de uma série de variáveis explicativas exógenas.

Além das duas particularidades da dependência espacial (a substantiva e a de incômodo), Anselin e Florax (1995) também descreveram o segundo tipo de efeitos especiais, que é a heterogeneidade espacial. Segundo os autores, esse efeito aborda a distinção espacial ou regional, que vem a ser um caso especial do problema mais geral de instabilidade estrutural, porém a referida estrutura é pertencente a estrutura espacial, isto é, pertence a locais particulares ou sub-regiões em um determinado grupo de dados.

Anselin e Bera (1998) enfatizaram que a habitual importância empregada na metodologia econométrica relacionada a heterocedasticidade em estudos de dados de corte transversais (ou *cross-section*) não pode ser compreendida como um equívoco, pois

a diferença entre a heterogeneidade espacial e a autocorrelação espacial, no geral, não seguem um padrão explícito. Contudo, em uma seção de corte transversal individual, ambos efeitos espaciais podem apresentar equivalência em termos observacionais.

De forma genérica, o significado da heterogeneidade espacial se encontra alinhado a ausência de estabilidade da atuação econômica no decorrer do espaço, pois pode constituir padrões espaciais particulares que se mostram evidentes de modo agregado ao longo do conjunto de dados, assim variando com a unidade. E, portanto, os parâmetros sofrem variações, podendo alterar a configuração simbolizada pelo modelo e, inclusive, originar heterocedasticidade que possui tendência a apresentar de erros de especificação (VIERIA, 2009).

Para Almeida (2012), obviamente a heterogeneidade espacial fica evidente no momento em que há ocorrência de instabilidade estrutural por meio das regiões, fazendo com que existam diferentes soluções, dependendo da localização ou de escala espacial no formato de coeficientes variáveis ou regimes espaciais. Um segundo motivo de instabilidade pode ser qualificado pela variância não constante, ou, até mesmo, de maneiras funcionais distintas para certos subconjuntos de dados. Isso indica que, em um subconjunto da base de dados espaciais a associação entre a variável dependente e as explicativas pode ser linear, à medida que, em outro é provável que essa associação não seja linear.

4.2 MODELOS DE DEPENDÊNCIA ESPACIAL

Posteriormente a determinação da dependência espacial, delimitada por intermédio da análise exploratória de dados espaciais (AEDE), o segundo passo foi empregar os modelos econométricos espaciais para controlar os efeitos espaciais do fenômeno então pesquisado, por meio da introdução de defasagens espaciais.

Conforme Almeida (2012), a incorporação de defasagens espaciais na regressão, tendo como propósito registrar as particularidades do processo, detém a forma de variáveis defasada no espaço, de modo que, as defasagens podem ser na variável dependente, Wy , independente, Wx , ou no termo de erro $W\varepsilon$. Esse processo de incorporar no modelo as defasagens espaciais permite o controle da dependência espacial.

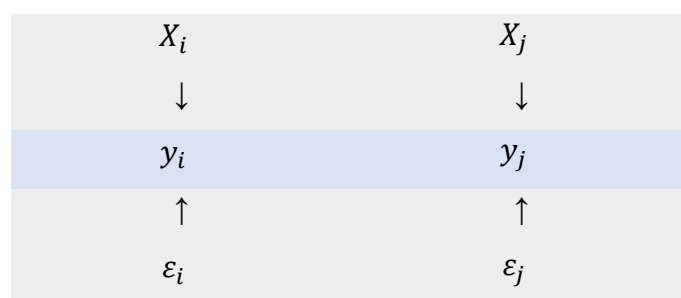
Primeiramente, foi levado em consideração o modelo clássico de regressão linear, isto é, regressão não espacial, definido, matricialmente, por:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (17)$$

em que, $\boldsymbol{\varepsilon} \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n)$. \mathbf{y} É um vetor n por 1 de observações sobre a variável dependente, \mathbf{X} é uma matriz n por k de observações das variáveis independentes exógenas e mais a constante, $\boldsymbol{\beta}$ é um vetor k por 1 do coeficiente de regressão e $\boldsymbol{\varepsilon}$ é um vetor n por 1 de termos de erro aleatórios, com zero de média e variância constante.

A expressão (17) pode ser representada conforme o esboço da Figura 2:

Figura 2 – Esquematização do modelo de regressão clássico



Fonte: Adaptado de Baller et al. (2001) e Almeida (2012, p. 150)

De acordo com Almeida (2012), pela ilustração da Figura 2, as regiões vizinhas denotadas por i e j não possuem relação de interação espacial, e devido a essa ausência a expressão (17) não adiciona qualquer defasagem espacial. Assim, a hipótese de detecção da relação causal de (17) determinada que nenhuma variável explicativa se encontre correlacionada ao termo de erro aleatório, visto que, tal hipótese de detecção é banal em regressões com aplicação de corte transversal.

Também, Almeida (2012) relatou que esses tipos de modelos são caracterizados por admitirem dependência espacial, sendo global o nível de alcance do efeito transbordamento, devido a intervenção do multiplicador espacial, ao fazer que um choque sobre a variável dependente seja reproduzido para todas as regiões da dimensão analisada.

A estimação econométrica espacial necessita das particularidades teóricas e empíricas que cercam o processo espacial oculto ao fenômeno analisado. Nestas condições, os modelos de características espaciais estimados nesta pesquisa são três, a começar pelo modelo de defasagem espacial SAR, modelo de erro autorregressivo espacial SEM e o modelo de defasagem espacial de erro autorregressivo espacial SAC, apresentados a seguir.

4.2.1 Modelo de defasagem espacial SAR

O modelo SAR (*Spatial Auto Regressive*) é definido, segundo Almeida (2012), como interação entre a variável dependente y , com as variáveis dependentes das regiões vizinhas Wy , sendo influenciadas por estas. Desse modo, o modelo pode ser descrito do seguinte modo:

$$y = \rho Wy + \varepsilon, \quad (18)$$

em que, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; Wy representa um vetor n por 1 de defasagens espaciais para logaritmo da produtividade do trabalho e ε é o termo de erro.

Em relação ao ρ , a restrição sobre esse coeficiente se encontra entre -1 e 1 ($|\rho| < 1$), visto que, a restrição sobre ρ é representada por:

$$\frac{1}{w_{m\acute{a}x}} < \rho < \frac{1}{w_{m\acute{i}n}},$$

em que, $w_{m\acute{i}n}$ e $w_{m\acute{a}x}$ equivalem ao menor e o maior autovalores da matriz de pesos espaciais W , e, portanto, se essa matriz for normalizada na linha a restrição é expressa na forma abaixo:

$$\frac{1}{w_{m\acute{a}x}} < \rho < 1.$$

Assim, o parâmetro espacial ρ pode ser interpretado por intermédio de três situações:

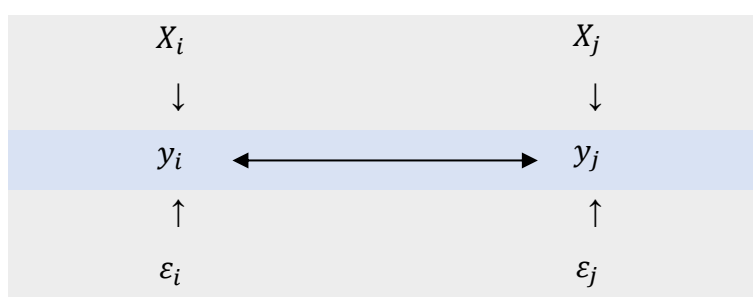
- No caso de o parâmetro espacial ρ , apresentar valor positivo, significa que há autocorrelação espacial global positiva. Nestas circunstâncias, o sinal positivo do coeficiente ρ indica que um alto, baixo, valor da variável y nas regiões vizinhas aumenta, diminui, o valor de y na região i .
- Por outro lado, caso o parâmetro espacial ρ , apresente valor negativo, indica que há ocorrência de autocorrelação espacial global negativa. Deste modo, o sinal

negativo de ρ aponta que um alto, baixo, valor de y nas regiões vizinhas diminui, aumenta, o valor de y na região i .

- No entanto, caso o parâmetro espacial ρ não apresente significância estatística, o valor desse coeficiente é considerado igual a zero, sinalizando não existir evidências de autocorrelação espacial global, positiva ou negativa.

De forma que, a equação (18) pode ser representada por meio da Figura 3, como:

Figura 3 – Esquematização do modelo SAR



Fonte: Adaptado de Baller et al. (2001) e Almeida (2012, p. 153)

Pela Figura 3, que expressa a simplificação da equação (18), é possível notar que a variável dependente nas regiões vizinhas i e j possuem interação.

No modelo SAR autentico, a variável dependente, denotada por y , é “afetada” pela explicativa, então analisada nas regiões vizinhas Wy , que em razão da dependência espacial, atua em diferentes direções. A variável Wy é determinada como endógena, pois os valores de y nas regiões vizinhas exercem controle na variável dependente mediante um processo de causação circular (ALMEIDA, 2012). Assim, ao incorporar o conjunto de variáveis independentes X (exógenos) na expressão (18) representação mista do modelo SAR pode ser expressa como:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon, \quad (19)$$

em que, no presente trabalho, y é o logaritmo da produtividade do trabalho; Wy representa um vetor n por 1 de defasagens espaciais para log da produtividade do trabalho e X é o valor da produção.

4.2.2 Modelo de erro autorregressivo espacial SEM

No modelo SEM (*Spatial Error Model*), a dependência espacial se mostra evidente no termo residual. Em sentido mais esclarecedor, o modelo SEM expressa o padrão espacial emitido no termo de erro, ou seja, é concedido pelos efeitos não modelados devido à ausência de medida apropriada, uma vez que, não se encontram distribuídos de forma aleatória no espaço, porém, de outro modo, se apresentam autocorrelacionados espacialmente (ALMEIDA, 2012).

Neste contexto, comportando o erro espacial autorregressivo de primeira ordem, o modelo SEM pode ser expresso de modo algébrico da seguinte forma:

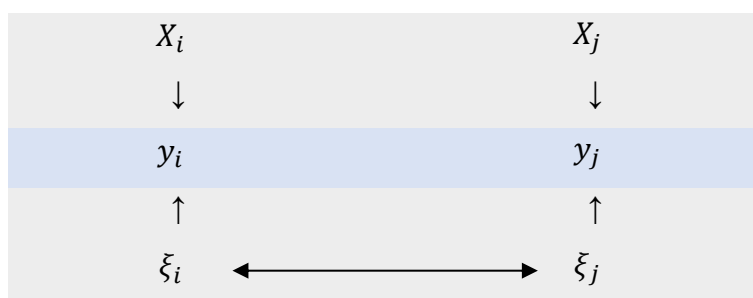
$$y = X\beta + \xi \quad (20)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (21)$$

em que, o coeficiente λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial e $W\xi$ é a defasagem. Sendo que, em SEM os erros relacionados com seja qual for a observação, são uma média dos erros nas regiões vizinhas, juntamente com um termo de erro aleatório, denotado em (21).

Assim, o modelo SEM pode ser ilustrado da seguinte forma, Figura 4:

Figura 4 – Esquematização do modelo SEM



Fonte: Adaptado de Baller et al. (2001) e Almeida (2012, p. 161)

Pela representação da Figura 4, é possível determinar que o erro da região i apresenta correlação como o erro da região j . Logo, a dependência espacial do modelo se torna óbvia por intermédio do erro e não pela variável dependente.

4.2.3 Modelo de erro autorregressivo espacial SAC ou SARAR¹³

O modelo SAC (*Spatial Auto Regressive Model*) ou SARAR (*Spatial Auto Regressive Model with Auto Regressive Errors*). Almeida (2012) destacou que a dependência espacial no SAC é um pouco mais complexa, pois possibilita o *spillover* na variável dependente e, também, no resíduo. Em sua representação formal, é introduzido na equação (17) uma defasagem espacial e também um termo de erro espacialmente dependente, ξ , da forma:

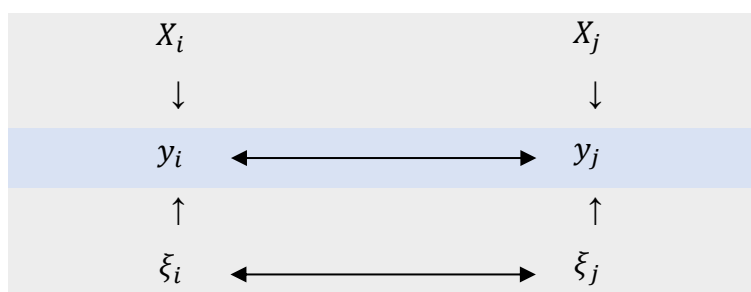
$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (22a)$$

Sendo que:

$$\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad \varepsilon \sim Normal(0, \sigma^2 I_n) \quad (22b)$$

Com intuito de desviar de reação inconstante, as limitações nos parâmetros espaciais necessitam que as condições de $|\rho| < 1$ e $|\lambda| < 1$ sejam satisfeitas, pois tais restrições nos valores dos parâmetros espaciais são adotados com objetivo de impedir um comportamento explosivo. O que também se mostra evidente na equação (22a e 22b) é que W_1 e W_2 são sujeitos de serem matrizes com pesos espaciais distintos, assim compondo um caso considerado integral. O modelo SAC ou SARAR pode ser ilustrado conforme a Figura 5:

Figura 5 – Esquematização do modelo SAC ou SARAR



Fonte: Adaptado de Baller et al. (2001) e Almeida (2012, p. 164)

¹³ Modelo autorregressivo espacial com erro autorregressivo SARAR.

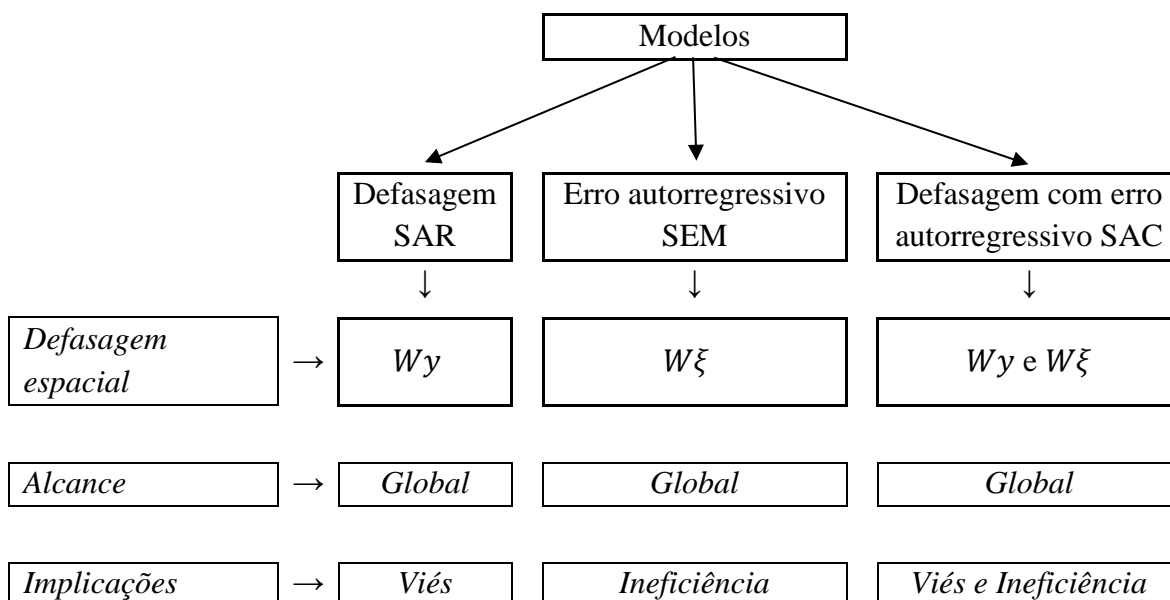
Na estrutura anterior, Figura 5, nota-se visivelmente que por intermédio das regiões vizinhas i e j , existe interação na variável y e no erro ξ .

No modelo SAC, é incluído um multiplicador espacial, sendo que a captação do efeito nas variáveis independentes X é de natureza global, que por vez, impacta em todo o sistema. Mediante tal circunstancia, se faz importante ressaltar uma primeira limitação desse modelo, a qual se refere a complexidade e a dificuldade de interpretar o padrão induzido da dependência espacial do termo de erro, devido ao multiplicador espacial.

Uma segunda limitação, diz respeito aos casos da utilização de matrizes de contiguidades, que, podem levar a redundâncias e circularidades instigadas nos pesos espaciais, em razão, do operador de defasagem espacial de natureza W_2W_1 , pois, essa pode ser uma matriz de contiguidade de ordem superior que compõe vizinhos de ordem inferior, o que por vez, deve ser evitado, pois afeta as propriedades dos estimadores (ALMEIDA, 2012).

Logo, a fim de escapar das redundâncias e circularidades, é necessário garantir que o produto das matrizes de ponderação espacial seja da seguinte forma: $W_2 \cdot W_1 = 0$ (ALMEIDA, 2012).

Figura 6 – Particularidades dos modelos econométricos espaciais



Fonte: Adaptado de Almeida (2012, p. 182)

Em sua forma simplificada, a Figura 6, ilustra algumas particularidades de cada um dos três modelos anteriores.

4.2.4 Testes Focais

Esses tipos de testes, denominado de Focais foram desenvolvidos para suprir as lacunas coletivas dos testes Difusos, então, incapazes de especificar como a dependência espacial se estruturava, no momento em que a hipótese nula era rejeitada. Tal intitulação foi adotada devida a competência dos testes em especificar a estrutura tomada pela autocorrelação espacial (ALMEIDA, 2012), sendo a maior parte desses testes no molde do multiplicador de Lagrange.

No teste multiplicador de Lagrange a hipótese nula adotada é o de modelo restrito e, em sua aplicação o intuito é captar se a introdução de um modelo irrestrito eleva o poder explicativo do modelo.

4.2.4.1 Teste ML_ρ

O referido teste, cuja estrutura é do tipo multiplicador de Lagrange, tem como propósito identificar a defasagem espacial da variável de interesse, sendo visto como possuidor de uma única direção, uma vez que, a hipótese alternativa corresponde ao processo estocástico, que dá origem ao erro e abrangente apenas um único parâmetro espacial (ALMEIDA, 2012). O ML_ρ é fundamentado no vetor escore e, também, na matriz de informação sob a hipótese nula, a qual adota que o parâmetro do erro autorregressivo espacial é nulo, isto é, $\lambda = 0$. Neste sentido, ambas as hipóteses são estabelecidas como: $H_0: \rho = 0$ e $H_1: \rho \neq 0$.

Assim, mediante as constatações anteriores, a estatística do teste é dada pela expressão 23.

$$ML_\rho = \frac{\left(\frac{e'Wy}{S^2}\right)^2}{\left\{\frac{(WX\hat{\beta})'MWX\hat{\beta}}{S^2} + tr[W'W + W^2]\right\}} \sim \chi_{gl}^2, \text{ com } gl = 1 \quad (23)$$

em que, S^2 representa a estimativa para a variância do termo de erro (σ^2) e $\hat{\beta}$ denota um vetor com as estimativas dos coeficientes de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Por ser um teste assintótico a estatística ML_ρ , é mais adequada para o conjunto que contém grandes amostras.

Quanto as características do teste, foram listadas as seguintes vantagens:

- Em relação ao seu poder, especialmente, em amostras pequenas a estatística ML_ρ , se mostrou robusta em erros que não seguem normalidade, em particular, nos erros exponenciais e log-normais;
- A estatística ML_ρ se revelou robusta diante da heterocedasticidade;
- O teste também exibiu fácil manipulação computacional, uma vez que, sob a hipótese nula, baseando-se nos resíduos é possível realizar cálculos de uma estimação por MQO;
- Enfim, o teste também diferencia o tipo de autocorrelação espacial contido nos dados na forma de defasagem Wy , ou de erro $W\xi$.

No entanto, o teste possui uma grave desvantagem identificada por meio da ausência de poder, o qual implica de modo constante a rejeição da hipótese nula, $H_0: \rho = 0$, ainda que ela seja verdadeira.

4.2.4.2 Teste ML_λ

Também adotando uma única direção, o teste ML_λ é outro do tipo multiplicador de Lagrange, porém sua atuação é contra a autocorrelação espacial, então configurada no padrão do modelo SEM. O procedimento para realização do cálculo segue a lógica do modelo SAR, sendo que, primeiro é estabelecido o logaritmo da função de Máxima Verossimilhança e, posteriormente, é derivado o vetor escore referente a hipótese nula, assim tomando $\rho = 0$ (ALMEIDA, 2012).

As hipóteses desse teste foram determinadas por: $H_0: \lambda = 0$ e $H_1: \lambda \neq 0$. Nesse caso, a estatística do teste para o modelo SEM, é representada pela expressão (24):

$$ML_\lambda = \frac{\left(\frac{e'We}{\sigma^2}\right)^2}{tr[WW + W'W]} \sim \chi^2_{gl}, \text{ com } gl = 1. \quad (24)$$

A vantagem que exhibe relevância no teste é manifestada pela simplicidade computacional, tendo em vista que, apenas se faz imprescindível os resíduos do modelo clássico estimado por meio do MQO. Em relação à desvantagem, segue o mesmo

princípio do teste do modelo SAR, pois possui tendência a rejeitar continuamente a hipótese nula, apesar de ser verdadeira.

4.2.4.3 Teste $ML_{\lambda\rho}$

Esse teste é aplicado em ordens superiores de dependência espacial e sua hipótese alternativa foi estruturada em conformidade com a de um modelo SAC, isto é, com defasagem e erro autorregressivo espacial anexados de maneira conjunta. As hipóteses do referido teste foram definidas como: $H_0: \lambda = \rho = 0$ e $H_1: \lambda \text{ e } \rho \neq 0$. Sendo o teste $ML_{\lambda\rho}$ dado por:

$$ML_{\lambda\rho} = \frac{\left(\frac{e'Wy}{\sigma^2} - \frac{e'We}{\sigma^2}\right)^2}{\frac{(WX\beta)'M(WX\beta)}{\sigma^2}} + \frac{\left(\frac{e'We}{\sigma^2}\right)^2}{tr[WW + W'W]} \sim \chi_{gl}^2, \text{ com } gl = 2. \quad (25)$$

O teste possui dois graus de liberdade, em razão de existirem duas limitações examinadas, $\rho = 0$ e $\lambda = 0$. Neste sentido, uma desvantagem presente é identificada nos dois graus de liberdade, que traz, por consequência a perda de poder ao teste. A outra desvantagem esta presente na impossibilidade de definir o princípio da autocorrelação espacial, ao ser rejeitada a hipótese nula, em razão de não se ser capaz de determinar se o modelo alternativo é SAR ou SEM (ALMEIDA, 2012).

4.3 FONTE DE DADOS E AS VARIÁVEIS

Para a análise da produtividade nas lavouras permanentes e temporárias foram coletados dados das 558 microrregiões geográficas brasileiras referente ao ano de 2017, correspondente ao último Censo Agropecuário. Tendo como variáveis, as investigadas por Marrone (2006), na análise referente a agropecuária brasileira, sendo elas:

POC: Pessoal ocupado, ou empregado, na produção agrícola e

VPA: Valor da produção agrícola (VPA).

Como já mencionado, a justificativas para a utilização das microrregiões geográficas como localidades de estudo foram escolhidas por meio de duas

particularidades: uma foi o estudo de Perobelli et al. (2007) referente a produtividade da agricultura nas microrregiões geográficas brasileiras e a outra foi baseada nos dados do Censo Agropecuário 2017 (SIDRA-IBGE, 2017), os quais demonstraram que as microrregiões apresentaram uma elevada quantidade de observações referente as lavouras e apenas a microrregião de Fernando de Noronha apresentou um saldo igual a zero para ambas variáveis analisadas.

A variável correspondente ao pessoal ocupado na produção (POC), ou empregado, de acordo com o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2010), correspondente ao pessoal que exerce alguma atividade formal ou informal, sendo ela remunerada ou não, durante ao menos uma hora na semana pesquisada.

A variável valor da produção agrícola (VPA), de acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA, 2022) é um medidor do desempenho das lavouras e da pecuária ao longo do ano, que reflete o faturamento dos estabelecimentos, sendo seu valor encontrado por meio do cálculo da produção agrícola, pecuária e pelos preços recebidos pelos produtores.

Os dados utilizados para a estimação dos modelos e elaboração de mapas são de caráter secundários, coletados do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA-IBGE, 2017), referentes ao Censo Agropecuário Brasileiro de 2017. Para a construção de mapas das 558 microrregiões geográficas brasileiras foi utilizado o Shapefile das “Malhas¹⁴ de Setores Censitários do Censo Agropecuário 2017”, disponibilizado pelo IBGE (2017).

Além dos testes específicos mencionados, também para esse estudo foram verificadas as hipóteses de *Gauss Markov*, por meio dos testes de *Koenker-Bassett* para averiguar se há ou não ocorrência de homoscedasticidade (HRL5) e o de *Jarque-Bera* para identificar a presença ou ausência de normalidade nos resíduos (HRL6).

4.4 MODELO ECONOMETRICO

Para o presente estudo, foi considerado somente o valor da produção agrícola (VPA) e a população ocupada (POC), ou empregada, na agricultura nacional para o período indicado, de modo que, o modelo empírico da relação de Kaldor-Verdoorn (KV), entre a produtividade do trabalho e a produção desse setor, pode ser demonstrado,

¹⁴ Ver: <https://censoagro2017.ibge.gov.br/resultados-censo-agro-2017/malha-de-setores-censitarios.html>

algebricamente, em termos de elasticidade, a partir das equações espaciais SAR (19), SEM (20) e SAC (22a).

Os modelos espaciais de Kaldor-Verdoorn (KV), são descritos da seguinte forma:

$$\text{Modelo SAR:} \quad \ln(POC_i) = \rho W \ln(POC_i) + \alpha \ln(VPA_i) + \varepsilon_i \quad (26)$$

$$\text{Modelo SEM:} \quad \ln(POC_i) = \beta \ln(VPA_i) + \xi_i \quad (27)$$

$$\text{e os resíduos dados por:} \quad \xi = \lambda W \xi + \varepsilon$$

$$\text{Modelo SAC:} \quad \ln(POC_i) = \rho W_1 \ln(POC_i) + \gamma \ln(VPA_i) + \xi_i \quad (28)$$

$$\text{e os resíduos dados por:} \quad \xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad \varepsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n)$$

em que: \ln é o logaritmo natural; $i = 1, 2, 3, \dots, 558$ representa às 558 microrregiões geográficas brasileiras; $\ln(POC_i)$ denota o pessoal ocupado, ou empregado, nas microrregiões, em logaritmo natural; $\ln(VPA_i)$ são os valores da produção agrícola das microrregiões, em logaritmo natural. ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; $W \ln(POC_i)$ e $W_1 \ln(POC_i)$ representam um vetor n por 1 de defasagens espaciais para logaritmo da produtividade do trabalho α , β , e γ , são, respectivamente, os parâmetros de inclinação, que expressam as elasticidades do modelo de Kaldor-Verdoorn (KV) e ε e ξ são termos de erro espacialmente dependentes.

As ferramentas estatísticas utilizadas nos procedimentos metodológicos foram: o *software Stata*® versão 15.1 e o *software* livre GeoDa versão 1.20.

O capítulo seguinte trata dos resultados e discussões da pesquisa com ênfase na relação de Kaldor-Verdoorn (KV) aplicado ao setor agrícola brasileiro.

5 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Este capítulo foi composto por três seções referentes à análise da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV) para as lavouras permanentes e temporais localizadas nas 558 microrregiões geográficas brasileiras. Nas duas primeiras seções é apresentada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE), por meio de mapas e gráficos de dispersão do I de Moran e na terceira foi realizado a regressão simples para analisar a elasticidade dos modelos de econometria espacial.

5.1 ANÁLISE ESPACIAL UNIVARIADA: GLOBAL E LOCAL

Assim como no estudo de Perobelli, Ferreira e Farias (2006), nessa pesquisa foi utilizada a matriz de pesos espaciais baseada na distância Euclidiana dos k -vizinhos mais próximos de cada uma das microrregiões geográficas brasileiras, sendo considerado para análise dos sete vizinhos mais próximos, tanto para os casos univariados quanto para o bivariado, o qual corresponde a relação entre a produtividade do trabalho e a produção, neste caso da agricultura nacional, segunda a “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV).

Seguindo o critério de Perobelli, Ferreira e Farias (2006), a métrica utilizada para a decisão dos sete k -vizinhos mais próximos foi baseada na distância, então, medida pelo grande círculo entre os centros das microrregiões geográficas. Assim, conforme os autores, a distância gerada entre os k -vizinhos é compreendida como um valor crítico que estabelece o valor de corte, ou à distância máxima que presume as microrregiões que fazem fronteira com a de interesse, porém, distâncias superiores ao ponto não são consideradas como vizinhas.

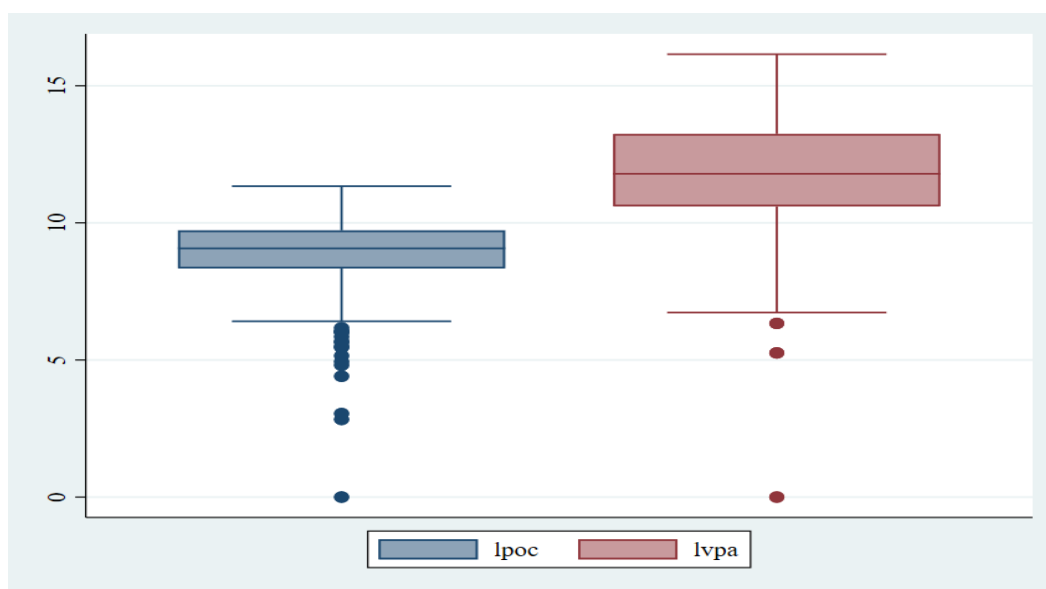
Uma outra razão para utilização da matriz de pesos espaciais baseada em k -vizinhos, é devido aos ajustes das elasticidades dos modelos espaciais (que são tratados na seção 5.3), pois a matriz de vizinhança apresentou resultados favoráveis para os testes de heterocedasticidade e de especificação do modelo, o que possibilitou encontrar o modelo mais apropriado para as análises.

Primeiramente, foi verificado a existência de *outliers* nos dados das variáveis pessoal ocupado (POC), ou empregado, na agricultura e valor da produção agrícola (VPA), para as 558 observações das microrregiões geográficas, segundo o Censo Agropecuário de 2017.

Conforme o *boxplot*, Figura 7, a variável pessoal ocupado na agricultura das microrregiões apresentou indícios de um total de dezesseis *outliers* em seus dados, assim, apontando que os valores discrepantes se mostraram fora dos limites inferior e superior, que foram zero e 16,1501, respectivamente.

Na variável valor da produção agrícola existe ocorrência de três *outliers*, que são identificados por meio dos pontos discrepantes fora do intervalo correspondente aos limites inferior e superior que foram de zero e 11,3367, respectivamente.

Figura 7 – *Boxplot* para identificação de *outliers* nas variáveis pessoal ocupado e valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



Var.	L. Inf.	Q1	Mediana	Q3	L. Sup.	Média	D. P.
<i>lpoc</i>	0,0000	8,3366	9,0710	9,7257	11,3367	8,9244	1,2206
<i>lvpa</i>	0,0000	10,6013	11,7902	13,2432	16,1501	11,8286	1,8494

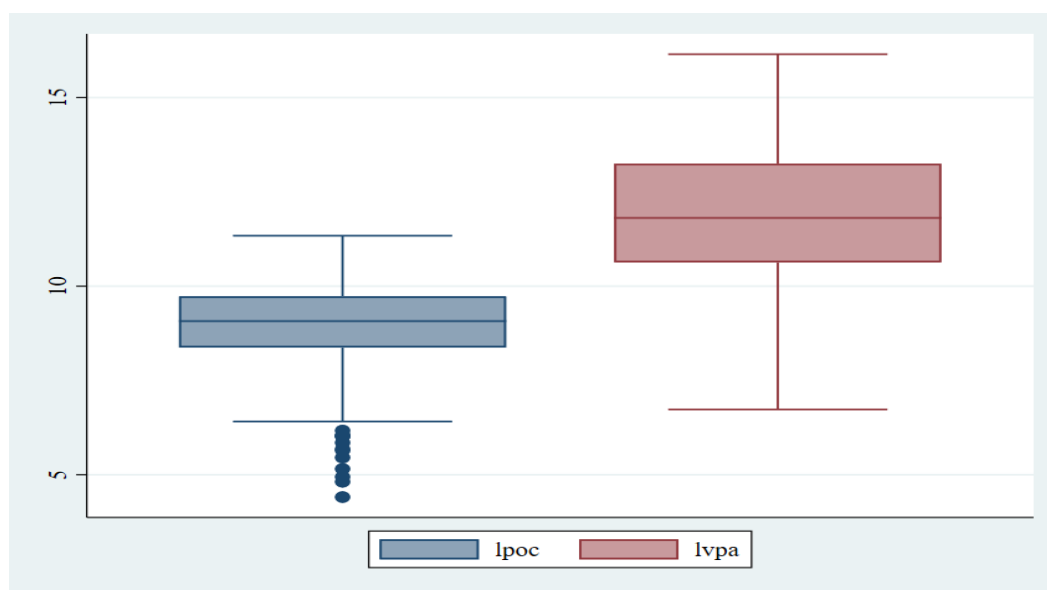
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Para solucionar esse problema foi aplicado a correção dos valores encontrados fora dos limites inferiores de ambas as variáveis por meio da remoção dos valores discrepantes, afim de corrigi-los para que não ocorra distorções nas inferências. Contudo, identificou-se por intermédio dos gráficos e mapas, global e local, do *I* de Moran, que para a variável pessoal ocupado na agricultura 12 dos 16 *outliers* são estatisticamente significativos, não sendo possível removê-los da análise por apresentarem relevância nos resultados e inferências.

Para o caso da correção das discrepâncias da variável valor da produção agrícola, foi removido uma observação a mais que a quantidade de *outliers* encontrados entre os resultados fora dos limites, para assim, padronizar com igual quantidade de observações da primeira variável. No entanto, com base nos gráficos e mapas de Moran foi constatado que a remoção dessa observação não apresentou distorções prejudiciais às análises.

Assim, foi representado novamente ambas as variáveis com remoção dos *outliers*, conforme à Figura 8. Nessa ilustração é apresentado as variáveis com remoção de quatro *outliers* para cada, que passaram de 558 observações para 554, entretanto, não houve perda de informações, pois os pontos removidos não apresentam significância estatística e nem mesmo se enquadraram dentro das classificações da Figura 1, como visto a seguir.

Figura 8 – *Boxplot* com correção de *outliers* para o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola nas microrregiões geográficas brasileiras, 2017



Var.	L. Inf.	Q1	Mediana	Q3	L. Sup.	Média	D. P.
<i>lpoc</i>	4,4067	8,3740	9,0732	9,7311	11,3367	8,9683	1,0972
<i>lvpa</i>	6,7306	10,6311	11,8091	13,2474	16,1501	11,8793	1,7391

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

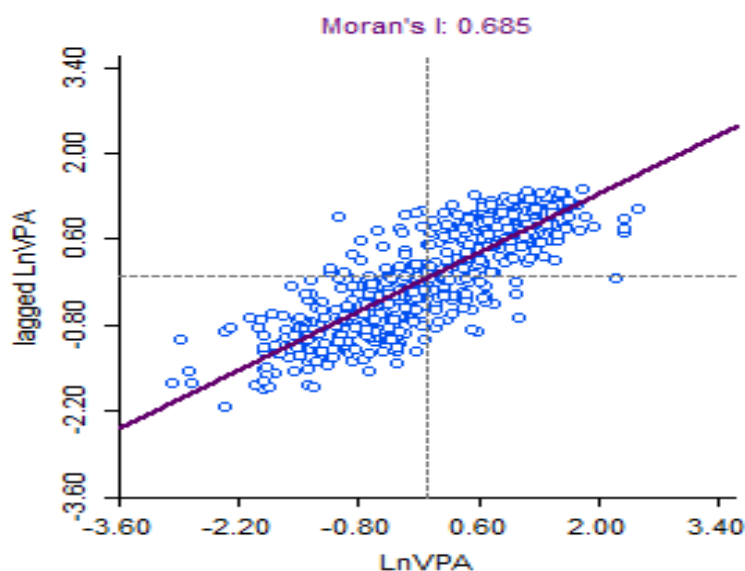
Após a remoção dos *outliers*, Figura 8, foi percebido que todos os valores para variável valor da produção agrícola, agora se encontram dentro dos limites inferior e superior, sendo possível realizar análise dos dados devido ao seu ajuste. Para o caso da variável pessoal ocupado na agricultura doze pontos discrepantes permaneceram fora dos

limites, contudo, por tais pontos terem se mostrados importantes para análise, partiu-se da suposição de que o ajuste se apresenta adequado para às inferências.

Por meio das Figuras 9 a 14, foram realizadas as análises espaciais de Moran univariada, em termos global e local para ambas as variáveis em estudo, isto é, pessoal ocupado (POC) e valor da produção agrícola (VPA). Também é relevante mencionar que os Apêndices A1 ao A6 são os pares das Figuras 9 a 14, respectivamente, pois os Apêndices apresentam a quantidade total das 558 microrregiões geográficas brasileiras antes da remoção dos *outliers*, para o ajustamento dos dados.

O passo inicial para análise do estudo foi verificar a presença de autocorrelação espacial nos dados, para o valor da produção agrícola das microrregiões, por meio da estatística de I de Moran, conforme retratado na Figuras 9, cujo valor foi 0,685, sendo maior que o valor crítico -0,0018, o que implica em rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial. Isso aponta que houve, em 2017, nas microrregiões geográficas brasileiras efeitos espaciais no valor da produção agrícola.

Figura 9 – Estatística I de Moran global para o valor da produção agrícola das microrregiões geograficas brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

O Quadro 3, expressa um conjunto de classificações por níveis de significância estatística e ramificações dos tipos: AA, BB, BA e AB para o valor da produção agrícola (VPA) das lavouras permanentes e temporárias localizadas nas microrregiões geográficas

brasileiras para o ano de 2017, sendo elas categorizadas por suas respectivas unidades federativas (UF's).

Quadro 3 – Classificações do valor da produção agrícola das microrregiões geográficas por UF's brasileiras, 2017

UF's	NS	0,05	0,01	0,001	NS	AA	BB	BA	AB
	229	112	136	77	229	163	147	8	7
RO	7	1	-	-	7	1	-	-	-
AC	5	-	-	-	5	-	-	-	-
AM	12	1	-	-	12	-	1	-	-
RR	4	-	-	-	4	-	-	-	-
PA	22	-	-	-	22	-	-	-	-
AP	-	3	1	-	-	-	4	-	-
TO	4	4	-	-	4	4	-	-	-
MA	14	7	-	-	14	1	5	-	1
PI	11	2	2	-	11	-	4	-	-
CE	2	4	19	8	2	-	30	-	1
RN	1	3	7	7	1	-	16	-	1
PB	3	3	5	12	3	-	19	-	1
PE	8	4	5	1	8	-	9	-	1
AL	7	5	-	1	7	-	6	-	-
SE	-	10	3	-	-	-	13	-	-
BA	29	2	1	-	29	-	2	-	1
MG	44	9	9	4	44	14	8	-	-
ES	13	-	-	-	13	-	-	-	-
RJ	1	2	10	5	1	-	16	-	1
SP	11	12	24	14	11	36	14	-	-
MS	1	4	5	1	1	7	-	3	-
MT	4	5	7	6	4	16	-	2	-
GO	3	9	3	3	3	13	-	2	-
DF	-	-	1	-	-	1	-	-	-
PR	6	10	19	4	6	33	-	-	-
SC	14	4	2	-	14	6	-	-	-
RS	3	8	13	11	3	31	-	1	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

No Quadro 3, fica visível que o estado de São Paulo foi o que mais apresentou microrregiões aos três níveis de significância estatística, doze, vinte e quatro e quatorze microrregiões, respectivamente, enquanto que, os estados do Acre; Roraima; Pará e o

Espírito Santo não apresentaram significância estatística em nenhuma de suas microrregiões, ao menos nos três níveis analisados.

Quanto as classificações do Quadro 3, com base na representação do diagrama de dispersão da Figura 1, estas foram adaptadas para o presente estudo com às seguintes interpretações:

Alto-Alto (AA), significa que microrregiões geográficas com Alto valor da produção agrícola (VPA) são vizinhas das que também desfrutam de Alto valor da produção agrícola;

Baixo-Baixo (BB), sinaliza que microrregiões geográficas com Baixo valor da produção agrícola (VPA) fazem fronteira com as que detêm Baixo valor da produção agrícola;

Baixo-Alto (BA), indica que microrregiões geográficas com Baixo valor da produção agrícola (VPA) fazem divisa com as que possuem Alto valor da produção agrícola e

Alto-Baixo (AB), quer dizer que microrregiões geográficas com Alto valor da produção agrícola (VPA) tem como vizinhas as microrregiões de Baixo valor da produção agrícola.

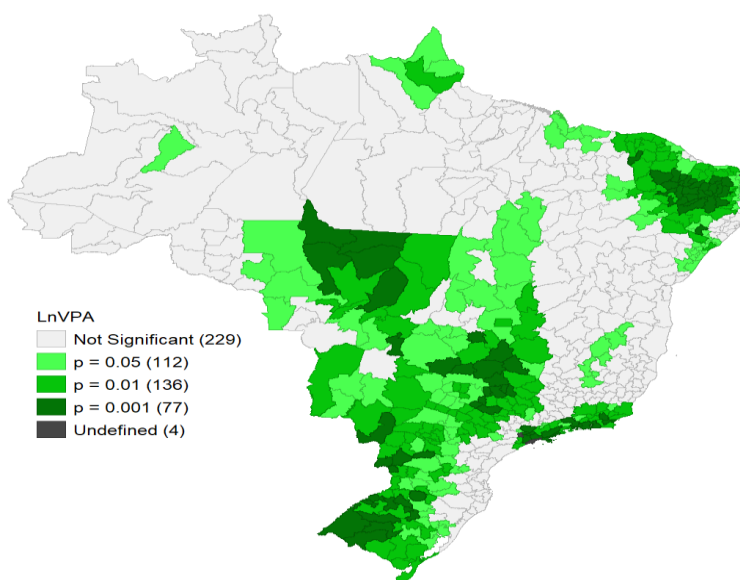
Em relação as quatro classificações referentes as microrregiões geográficas que constatarem Alto e Baixo valor da produção agrícola nacional, quanto suas vizinhanças com a microrregião de interesse, no agregado, o estado que apresentou maior quantidade de microrregiões foi o de São Paulo. Por outro lado, os estados do Acre, Roraima, Pará e o Espírito Santo, além de não apontarem indícios de significância estatística espacial, também não se enquadraram em nenhuma das quatro classificações do Quadro 3.

O passo seguinte foi verificar o nível de significância do valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, por meio do mapa de *clusters* LISA, ilustrado na Figura 10.

Por intermédio da Figura 10 e do Quadro 3, foi identificado que duzentas e vinte e nove microrregiões não possuem significância estatística, ao menos nos três níveis analisados (0,05; 0,01 e 0,001). Contudo, foram encontradas cento e doze microrregiões ao nível de 5% de significância; cento e trinta e seis ao nível de 1% de significância e setenta e sete ao nível de 0,1% de significância, o que totaliza trezentos e vinte e cinco

microrregiões geográficas espacialmente significativas, das quinhentas e cinquenta e quatro analisadas.

Figura 10 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística do valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Conforme a Figura 10 e o Quadro 3, a alocação do valor da produção agrícola das microrregiões em suas unidades federativas (UF's) foi composta de forma agregada do seguinte modo:

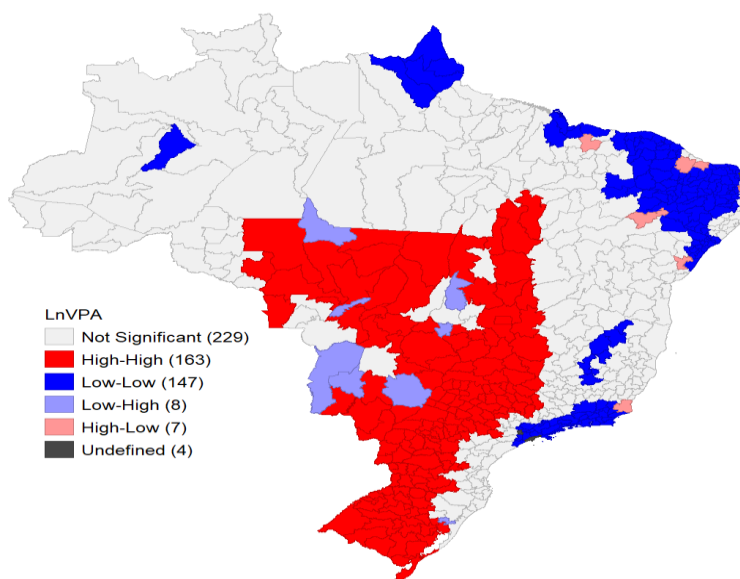
Ao nível de 5%, das cento e doze microrregiões geográficas com valor da produção agrícola significativas, a divisão por regiões brasileiras foi determinada da seguinte forma: nove microrregiões foram localizadas no Norte, quarenta no Nordeste, vinte e três no Sudeste, dezoito no Centro-Oeste e vinte e duas no Sul.

Ao nível de 1%, das cento e trinta e seis microrregiões geográficas espacialmente significativas, apenas uma foi encontrada no Norte, quarenta e duas no Nordeste, quarenta e três no Sudeste, dezesseis no Centro-Oeste e trinta e quatro na região Sul.

Já ao nível de 0,1%; das setenta e sete microrregiões com valor da produção agrícola significativas a esse nível, a composição por região foi a seguinte: nenhuma microrregião foi encontrada no Norte, vinte e nove foram localizadas no Nordeste, vinte e três no Sudeste, dez no Centro-Oeste e quinze no Sul.

Na Figura 11, são analisados os *clusters* do tipo LISA para o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas e para análise desse mapa foi utilizada a interpretação adaptada anteriormente, a qual foi baseada na representação da Figura 1, e também observada pela classificação do Quadro 3.

Figura 11 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

O mapa de *clusters* LISA, Figura 11, para o valor da produção agrícola das microrregiões ilustrou que duzentos e vinte e nove microrregiões não são significativas espacialmente e nem fazem parte de nenhuma das quatro classificações referentes a vizinhança entre elas. Pelo mapa de *clusters*, também, foi possível identificar a existência de um único *cluster* para a categoria Alto-Alto, cinco *clusters* com categoria Baixo-Baixo, um *cluster* com categoria Baixo-Alto e um *cluster* classificado como Alto-Baixo.

Para a classificação Alto-Alto, Figura 11 e Quadro 3, observou-se que das cento e sessenta e três microrregiões que compõem o *cluster*, cinco estão localizadas na região Norte, sendo que uma se encontra em Rondônia e quatro em Tocantins. Uma na região Nordeste, no estado do Maranhão. Cinquenta fazem parte da região Sudeste, estando quatorze em Minas Gerais e trinta e seis em São Paulo. Trinta e sete na região Centro-Oeste, sete no Mato Grosso do Sul, dezesseis no Mato Grosso, treze em Goiás e uma no

Distrito Federal. Setenta na região Sul, em que trinta e três estão no Paraná, seis em Santa Catarina e trinta e uma no Rio Grande do Sul.

Pela interpretação adaptada, da Figura 1, isso significa que as microrregiões geográficas que possuem resultados Altos no valor da produção agrícola (VPA), são rodeadas por microrregiões que também tem resultados Altos em seu VPA.

Para a classificação Baixo-Baixo, é visto que, o valor da produção agrícola de um total de cento e quarenta e sete microrregiões são formadas por cinco *clusters*. O primeiro deles está localizado na região Norte, e, é constituído por quatro microrregiões no estado do Amapá. O segundo está situado na região Nordeste, contendo cinco microrregiões no estado do Maranhão. O terceiro e maior *cluster* é observado, também, na região Nordeste, tendo como composição quatro microrregiões no Piauí; trinta no Ceará, dezesseis no Rio Grande do Norte, dezenove em Paraíba, nove em Pernambuco, seis em Alagoas, treze no Sergipe e duas na Bahia, compreendendo uma total de noventa e nove microrregiões.

O quarto *cluster* foi detectado na região Sudeste e composto por seis microrregiões no estado de Minas Gerais, assim, demonstrando que, o valor da produção agrícola (VPA) das microrregiões com Baixo valor fazem fronteira com as que tem Baixo valor do VPA. O quinto e último *cluster*, também, foi localizado na região Sudeste e estruturado por trinta e duas microrregiões: duas em Minas Gerais, dezesseis no Rio de Janeiro e quatorze em São Paulo. Assim, para essa classificação, é coerente descrever que microrregiões com Baixo valor da produção agrícola são vizinhas das que também desfrutam de Baixo valor da produção.

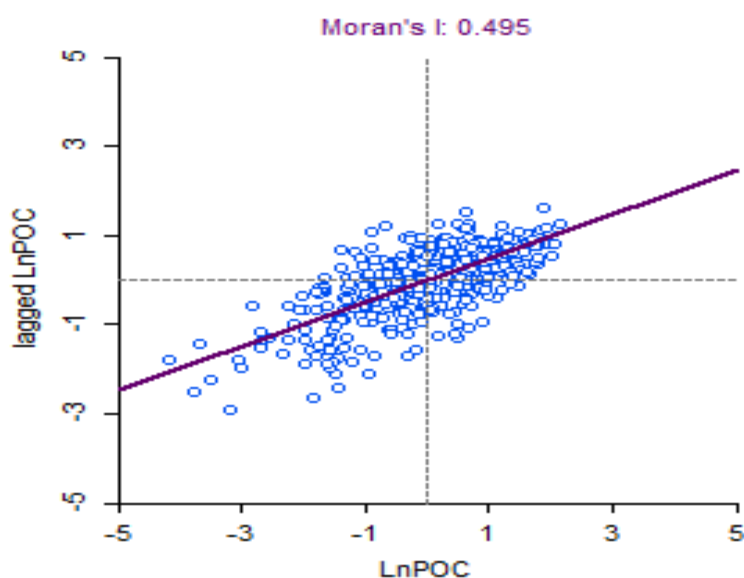
Na classificação Baixo-Alto, existe somente um pequeno *cluster* formado por duas microrregiões estabelecidas na região Centro-Oeste, estado do Mato Grosso do Sul. Assim, evidenciando que a microrregião com Baixo valor da produção agrícola (VPA), faz fronteira com a que tem Alto VPA e com outras que também apresentaram Alto VPA, ilustrada na cor vermelha.

Por fim, pela classificação Alto-Baixo, existem um único *cluster*, posicionado na região Nordeste, contendo duas microrregiões: uma no Ceará e outra no Rio Grande do Norte. Assim, sendo possível descrever que a microrregião com Alto valor da produção agrícola (VPA) faz divisa com a que tem Baixo resultado do VPA, bem como, também, faz fronteira com as que evidenciaram Baixo valor da produção agrícola, neste caso, as microrregiões geográficas que estão na cor azul forte.

Convém destacar que o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas dos estados do Acre, Roraima, Pará e do Espírito Santo, não se integraram em nenhuma das quatro classificações interpretadas.

A Figura 12 ilustra o gráfico global de I de Moran para o pessoal ocupado na agricultura, e, nele também, foi examinado a presença de autocorrelação espacial nos dados. A estatística I de Moran foi de 0,495, superior ao valor crítico de -0,0018, assim, apontando rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial, expressando que no ano de 2017, nas microrregiões analisadas ocorreu efeitos espaciais no que tange ao pessoal ocupado na agricultura brasileira.

Figura 12 – Estatística I de Moran global para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Também, por meio da verificação do gráfico do índice global de Moran do pessoal ocupado na agricultura das microrregiões brasileiras, como retratado nas Figuras 7 e 8, percebe-se a ocorrência de pontos discrepantes, para essa variável. Entretanto, devido a remoção dos quatro *outliers*, Figura 8, é perceptível por intermédio da Figura 12, que os doze pontos que se mostraram discrepantes não se encontram muito distantes da reta.

Semelhante ao Quadro 3 o Quadro 4, possibilita por intermédio dos níveis de significância e da interpretação adaptada, da Figura 1, a compressão da classificação do pessoal ocupado na agricultura das microrregiões que estão alocadas em suas UF's.

Quadro 4 – Classificações do pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas por UF's brasileiras, 2017

UF's	NS	0,05	0,01	0,001	NS	AA	BB	BA	AB
	362	89	57	46	362	93	76	13	10
RO	8	-	-	-	8	-	-	-	-
AC	4	1	-	-	4	-	-	1	-
AM	11	2	-	-	11	1	-	1	-
RR	4	-	-	-	4	-	-	-	-
PA	11	4	5	2	11	9	1	1	-
AP	4	-	-	-	4	-	-	-	-
TO	7	1	-	-	7	-	1	-	-
MA	7	8	3	3	7	12	-	2	-
PI	5	4	5	1	5	10	-	-	-
CE	31	1	1	-	31	1	-	1	-
RN	5	9	2	2	5	-	12	-	1
PB	18	1	4	-	18	-	5	-	-
PE	14	4	-	-	14	4	-	-	-
AL	9	3	1	-	9	4	-	-	-
SE	13	-	-	-	13	-	-	-	-
BA	8	3	13	8	8	21	-	3	-
MG	49	9	6	2	49	4	12	-	1
ES	9	4	-	-	9	3	-	1	1
RJ	1	-	2	15	1	-	16	-	-
SP	41	3	4	13	41	1	18	-	1
MS	9	2	-	-	9	-	2	-	-
MT	13	6	3	-	13	-	6	-	3
GO	12	2	4	-	12	-	3	-	3
DF	1	-	-	-	1	-	-	-	-
PR	34	4	1	-	34	5	-	-	-
SC	16	4	-	-	16	3	-	1	-
RS	18	14	3	-	18	15	-	2	-

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Por meio do Quadro 4, foi possível identificar que no agregado referente aos três níveis de significância o estado da Bahia foi o que obteve maior quantidade de microrregiões geográficas espacialmente significativas, com três, treze e oito microrregiões, respectivamente, enquanto que as UF's de Rondônia, Roraima, Amapá, Sergipe e Distrito Federal não obtiveram significância espacial em suas respectivas microrregiões.

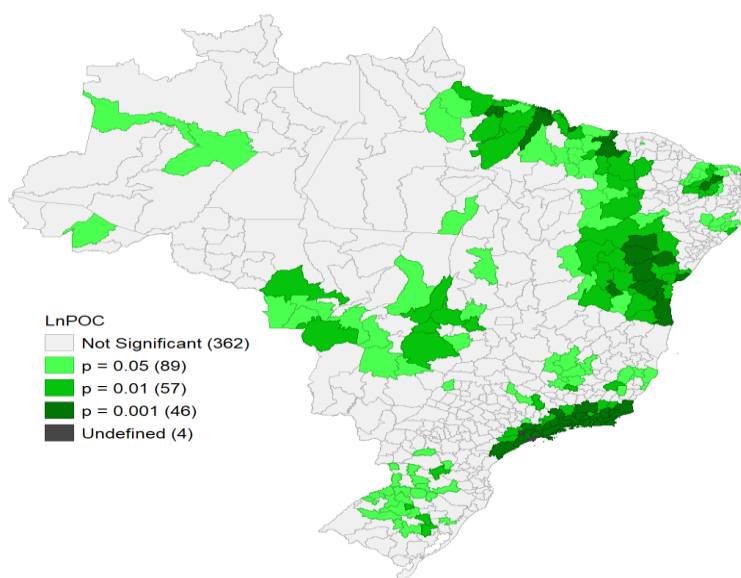
Ainda, com base no Quadro 4, em relação as classificações das microrregiões geográficas verificadas para o Alto e Baixo percentual do pessoal ocupado na atividade agrícola brasileira, no geral, o estado que apresentou maior quantidade de microrregiões,

também, foi à Bahia, com composição de vinte e uma microrregiões. Por sua vez, as federações de Rondônia, Roraima, Amapá, Sergipe e Distrito Federal, não se enquadraram em nenhuma das quatro classificações.

Na Figura 13, referente ao mapa de *clusters* LISA, foram identificados os níveis de significância estatística espacial do pessoal ocupado na produção agrícola das 554 microrregiões geográficas, que com o auxílio do Quadro 4 são descritas a seguir.

Como se pode vislumbrar, o pessoal ocupado na agricultura de trezentas e sessenta e duas microrregiões não apresentaram significância espacial, pelo menos para os três níveis de significância explorados. Todavia, oitenta e nove foram significantes ao nível de 5%; cinquenta e sete ao nível de 1% e quarenta e seis ao nível de 0,1%.

Figura 13 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



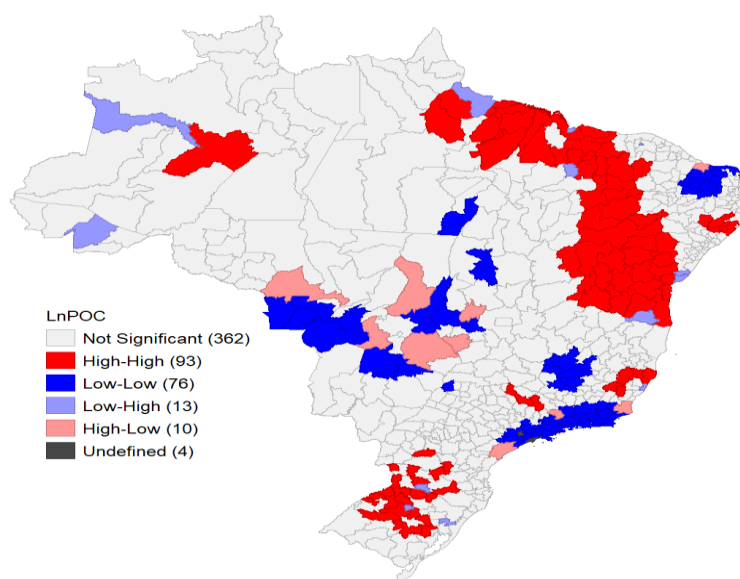
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Conforme a Figura 13 e o Quadro 4, das oitenta e nove microrregiões encontradas ao nível de 5% de significância estatística, oito estão localizadas na região Norte, trinta e três no Nordeste, dezesseis no Sudeste, dez no Centro-Oeste e vinte e duas na região Sul. Ao nível de 1%, das cinquenta e sete microrregiões, cinco estão na região Norte, vinte e nove no Nordeste, doze no Sudeste, sete no Centro-Oeste e quatro no Sul. Para o nível de 0,1%, duas microrregiões estão na região Norte, seis no Nordeste, uma no Sudeste e nenhuma entre as significativas nas regiões Centro-Oeste e Sul.

Na Figura 14, são averiguados os *clusters* de Moran LISA para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões brasileiras. Conforme o Quadro 4 e a Figura 14, também é visível que trezentas e sessenta e duas microrregiões geográficas não formaram *clusters*, em razão de não pertencerem a nenhuma das classificações interpretadas a seguir.

Para esse caso, Figura 14, foi identificado oito *clusters* classificados como Alto-Alto, seis como Baixo-Baixo, apenas como Baixo-Alto e também um Alto-Baixo.

Figura 14 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Para a classificação Alto-Alto, o primeiro *cluster* foi localizado na região Norte e composto por duas microrregiões no estado do Pará. O segundo e maior *cluster* foi formado por microrregiões geográficas das regiões Norte e Nordeste, contendo sete microrregiões no estado do Pará, doze no Maranhão, dez no Piauí, uma no Ceará, uma em Pernambuco e vinte e uma na Bahia, o que totaliza cinquenta e duas microrregiões com pessoal ocupado na agricultura. O terceiro *cluster* foi constituído na região Nordeste, composto por três microrregiões no estado de Pernambuco e quatro em Alagoas.

O quarto *cluster* foi localizado no Sudeste, com duas microrregiões geográficas em Minas Gerais e três no Espírito Santo. O quinto *cluster* teve formação também na região Sudeste, tendo duas microrregiões geográficas no estado de Minas Gerais e uma em São Paulo. O sexto, o sétimo e o oitavo *clusters* estão situados na região Sul, o

primeiro deles foi formado por duas microrregiões localizadas no estado do Paraná; o segundo por duas microrregiões geográficas, uma no estado do Paraná e a outra em Santa Catarina e o terceiro e último *cluster* foi composto por duas microrregiões geográficas situadas em Santa Catarina e quinze no estado do Rio Grande do Sul.

Neste contexto, a classificação Alto-Alto indica que microrregiões geográficas compostas por Alta percentagem do pessoal ocupado na agricultura, fazem fronteiras com as que também tem Alto percentual do pessoal ocupado na atividade agrícola.

Para a classificação Baixo-Baixo, o primeiro *cluster* dos seis foi encontrado na região Nordeste, e teve como composição doze microrregiões no Rio Grande do Norte e cinco em Paraíba. O segundo *cluster* está situado na região Sudeste, com sete microrregiões em Minas Gerais. O terceiro *cluster* também foi detectado na região Sudeste, e teve como composição quatro microrregiões geográficas em Minas Gerais, dezesseis no Rio de Janeiro e dezessete em São Paulo.

O quarto, o quinto e o sexto *clusters* foram encontrados na região Centro-Oeste, tendo o quarto *cluster* uma microrregião localizada no Mato Grosso e duas em Goiás, o quinto *cluster* foi formado por cinco microrregiões geográficas que estão situadas no Mato Grosso e o sexto e último, para essa classificação possui duas microrregiões geográficas constituídas no Mato Grosso do Sul.

No atual cenário, tal classificação, pode ser compreendido como microrregiões que possuem Baixa percentagem do pessoal ocupado na produção agrícola são cercadas por aquelas que possuem Baixa proporção do pessoal empregado nessa atividade.

Para a relação Baixo-Alto, houve somente um único *cluster* formado por duas microrregiões geográficas no estado da Bahia, Nordeste. Assim, evidenciando que a microrregião com Baixo percentual de pessoal ocupado na agricultura faz fronteira com a microrregião geográfica que possui Alta proporção de empregados na atividade produtiva agrícola, bem como ambas as microrregiões são vizinhas da que possuem Alto percentual de empregados na referida a atividade.

Finalmente, na classificação Alto-Baixo, também, houve composição de um único *cluster*, situado na região Centro-Oeste e tendo duas microrregiões em Goiás. Neste caso, apontando que a microrregião com Alta proporção do pessoal ocupado na agricultura tem como vizinha outra que possui Baixo percentual do pessoal ocupado na atividade agrícola das lavouras brasileiras.

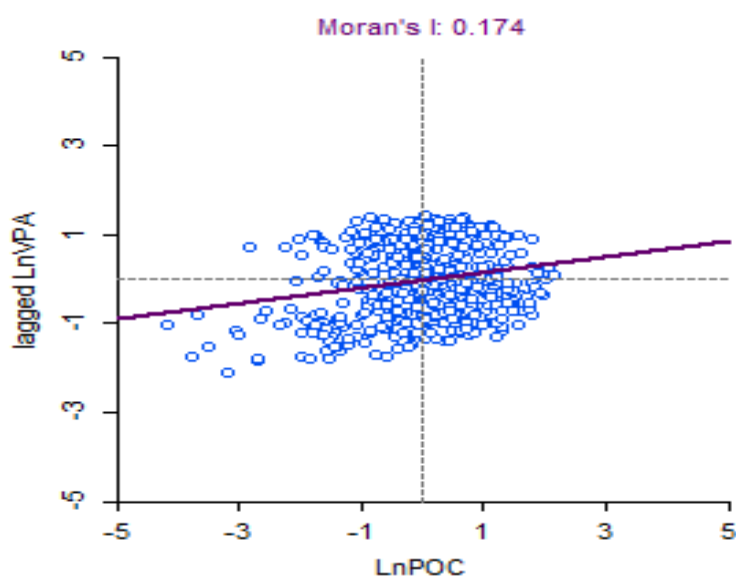
5.2 ANÁLISE ESPACIAL BIVARIADA: GLOBAL E LOCAL

Para o caso bivariado também se faz importante mencionar que os Apêndices A7 ao A9 são pares das Figuras 15 a 17. Nesses Apêndices estão ilustradas a relação espacial da “Lei” de KV para as 558 microrregiões geográficas. Nessa direção, por meio do levantamento de dados agrícolas do Censo Agropecuário de 2017, referente as lavouras permanentes e temporárias das microrregiões, o procedimento analítico foi associado pelas variáveis pessoal ocupado (POC) e valor da produção agrícola (VPA) nacional.

Neste sentido, é relevante esclarecer que os quatro *outliers* removidos foram das microrregiões geográficas brasileiras de Natal (RN), Osasco (SP), Santos (SP) e Fernando de Noronha (PE). Cabendo destacar que a última não possui vizinhos por ser uma ilha.

Também foi verificada a presença de autocorrelação espacial nos dados para a relação que compõem as 554 microrregiões geográficas, Figura 15, e expressa pela estatística I de Moran global. Ao passo que o resultado estatístico positivo de I , que foi de 0,174, se mostrou acima do valor crítico que foi de -0,0018, evidenciando a rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial e assumindo que existe interação espacial entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola nas microrregiões.

Figura 15 – Estatística I de Moran global para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões geográficas brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Pela Figura 15 é possível perceber que posterior à remoção dos *outliers* (comparar com o Apêndice A7), os pontos se ajustaram e ficaram mais visíveis, evidenciando baixa dispersão em torno da reta. Além disso, demonstra que a remoção dos *outliers* que não apresentaram significância espacial assegura que não há efeitos que possam comprometer a confiabilidade das inferências, em razão de má qualidade dos resultados.

Além do mais, por meio dos pontos distribuídos na Figura 15 e que representam as microrregiões geográficas brasileiras, foi possível notar que no terceiro quadrante as observações se mostraram um pouco mais dispersas entre si, enquanto que nos demais quadrantes os dados se apresentaram bastante concentrados.

Semelhante aos Quadros 3 e 4 da seção 5.2, o Quadro 5, auxilia na investigação das Figuras 16 e 17, por meio das significâncias estatísticas e das classificações espaciais associadas a vizinhança entre as microrregiões para a relação da “Lei” de KV.

Quadro 5 – Classificações da “Lei” de KV aplicada na agricultura das microrregiões geográficas por UF’s brasileiras, 2017

UF's	NS	0,05	0,01	0,001	NS	AA	BB	BA	AB
	229	112	136	77	229	97	88	74	66
RO	7	1	-	-	7	-	-	1	-
AC	5	-	-	-	5	-	-	-	-
AM	12	1	-	-	12	-	-	-	1
RR	4	-	-	-	4	-	-	-	-
PA	22	-	-	-	22	-	-	-	-
AP	-	3	1	-	-	-	3	-	1
TO	4	4	-	-	4	-	-	4	-
MA	14	7	-	-	14	-	1	1	5
PI	11	2	2	-	11	-	-	-	4
CE	2	4	19	8	2	-	12	-	19
RN	1	3	7	7	1	-	14	-	3
PB	3	3	5	12	3	-	12	-	8
PE	8	4	5	1	8	-	-	-	10
AL	7	5	-	1	7	-	3	-	3
SE	-	10	3	-	-	-	7	-	6
BA	29	2	1	-	29	-	-	-	3
MG	44	9	9	4	44	12	6	2	2
ES	13	-	-	-	13	-	-	-	-
RJ	1	2	10	5	1	-	16	-	1
SP	11	12	24	14	11	19	14	17	-
MS	1	4	5	1	1	2	-	8	-
MT	4	5	7	6	4	6	-	12	-
GO	3	9	3	3	3	4	-	11	-
DF	-	-	1	-	-	-	-	1	-

PR	6	10	19	4	6	23	-	10	-
SC	14	4	2	-	14	5	-	1	-
RS	3	8	13	11	3	26	-	6	-

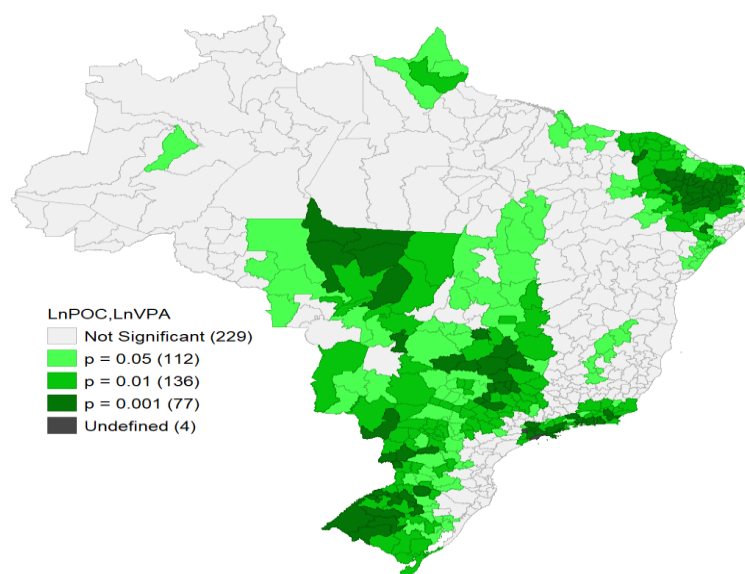
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Por intermédio do Quadro 5, é visível que das 554 microrregiões geográficas, 229 não apresentaram significância estatística espacial e nem mesmo fazem parte de uma das quatro classificações. Também é possível notar que no agregado São Paulo foi o estado que teve maior número de microrregiões com significância estatística e entre as quatro classificações, pois obteve cinquenta microrregiões para cada um dos casos.

Contudo, assim como nos casos univariados, as microrregiões de Roraima, Pará e Espírito Santo não apresentaram significância espacial e tão pouco se enquadraram nas quatro classificações, também estando na segunda situação as microrregiões do Acre.

Com intuito de uma análise com maior grau de confiabilidade, Perobelli et al. (2007) ressaltaram a importância de uma avaliação do *I* de Moran de forma local, devido a estatística de Moran global ocultar padrões locais de autocorrelação espacial. Nesse sentido, a Figura 16 ilustra *clusters* espaciais em termos locais para se verificar quantas e quais microrregiões da relação de KV se encaixam em um dos três níveis de significância.

Figura 16 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística da “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

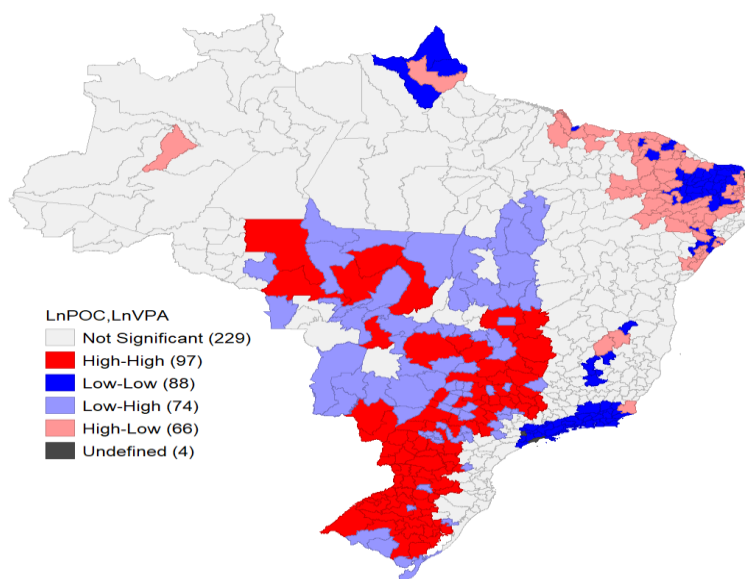
Por intermédio da Figura 16, que evidência a “Lei” de KV, é possível visualizar que duzentas e vinte e nove microrregiões não foram significativas estatisticamente, pelo menos nos três níveis explorados. Contudo, entre as demais, cento e doze apresentaram significância espacial ao nível de 5%, cento e trinta e seis a 1% e setenta e sete a 0,1%.

Apoiado na relação de KV entre o POC e o VPA, Quadro 5 e Figura 16, ao nível de 5%, a região Norte apresentou nove microrregiões significativas, a Nordeste quarenta, a Sudeste vinte e três, a Centro-Oeste dezoito e a Sul vinte e duas. A 1%, apenas uma foi significativa no Norte, quarenta e duas no Nordeste, quarenta e três no Sudeste, dezesseis no Centro-Oeste e trinta e quatro no Sul e a 0,1%, oito foram significativas no Norte, vinte e uma no Nordeste, vinte e três no Sudeste, dez no Centro-Oeste e quinze no Sul.

Também, se pôde observar na Figura 16 que as maiores concentrações quanto aos níveis de significância estatística estão distribuídas nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste e Nordeste, sendo tal distribuição extremamente baixa na região Norte.

A Figura 17 ilustra os *clusters* de Moran LISA para a “Lei” de KV, tendo como finalidade compreender por meio da análise as associações compostas por cada um dos *clusters* identificados. Para isso, também foi feito o uso da interpretação adaptada da Figura 1, observando a distribuição das microrregiões do Quadro 5 e da Figura 17.

Figura 17 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Nota: Branco (N.S.); Vermelho (A-A); Azul (B-B); Azul claro (B-A); Rosa (A-B)

Pela Figura 17, foi investigada a relação da segunda “Lei” de Kaldor para as microrregiões geográficas brasileiras, sendo interpretadas e classificadas da seguinte forma:

Alto-Alto: segundo essa classificação é compreendido que uma microrregião com Alto valor é vizinha de microrregiões que também possuem um valor Alto. Para essa categoria foi identificado dois *clusters*, na cor vermelha, das noventa e sete microrregiões significativas.

O primeiro *cluster* foi composto por cinco microrregiões geográficas, situadas no estado do Mato Grosso, na região Centro-Oeste. O segundo *cluster* teve em sua composição microrregiões geográficas das regiões do Sudeste, Centro-Oeste e Sul, com doze microrregiões no estado de Minas Gerais, dezenove em São Paulo, duas no Mato Grosso do Sul, quatro em Goiás, vinte e três no Paraná, cinco em Santa Catarina e vinte e seis no Rio Grande do Sul, o que totalizou noventa e uma microrregiões geográficas.

Mediante essa ocasião, é perceptível que uma Alta relação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões, fazem fronteira com as que também detêm Alto relação entre essas duas variáveis.

Mesmo que em sua totalidade as microrregiões do *cluster* encontrado ter sido cercado por outras microrregiões classificadas com Alto valor, é possível evidenciar que uma quantidade significativa de suas vizinhanças é categorizada com Baixa relação da “Lei”, além de em alguns casos, microrregiões com Alta relação fazer fronteira com as que não foram espacialmente significativas.

Também cabe salientar que de acordo com a segunda “Lei” de Kaldor, o Rio Grande do Sul apresentou visualmente um grande volume de vinte e seis microrregiões classificadas com Alta relação, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola, assim demonstrando significativa influencia na produção das lavouras brasileiras, conhecidas como permanentes e temporárias.

Baixo-Baixo: de acordo com essa classificação, microrregiões com Baixo valor são cercadas por outras que desfrutam de resultados iguais. Para essa categoria, cor azul, foram observados por intermédio do mapa de *clusters* LISA, a formação de sete *clusters*.

O primeiro está fixado na região Norte, de modo que, para a relação de Kaldor-Verdoorn entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões são compostas por três microrregiões no estado do Amapá.

Do segundo ao quinto *cluster*, suas localizações é a região Nordeste, tendo como composição das duas variáveis, duas microrregiões geográficas para o segundo *cluster* e três microrregiões para o terceiro *cluster*, ambas localizadas no estado do Ceará. Para o Quarto *cluster* a composição foi formada por duas microrregiões em Alagoas e sete no Sergipe. O quinto *cluster* dessa classificação, foi integrado por cinco microrregiões geográficas no Ceará, quatorze no Rio Grande do Norte e onze em Paraíba.

O sexto *cluster*, foi identificado na região Sudeste, com três microrregiões em Minas Gerais. O sexto e último, também localizado no Sudeste, foi integrado por duas microrregiões em Minas Gerais, dezesseis no Rio de Janeiro e quatorze em São Paulo.

Por meio dessa relação, foi possível notar que microrregiões geográficas com Baixa associação entre o pessoal ocupado, ou empregado, na agricultura e o valor da produção agrícola fazem fronteiras com microrregiões geográficas que também usufruíram de Baixa associação entre as duas variáveis mencionadas.

Neste sentido, foi possível identificar por meio da Figura 17, que para essa classificação, além das microrregiões geográficas serem vizinhas das que possuíam Baixa associação entre a produtividade do trabalho e o valor da produção agrícola, também, obtiveram uma grande quantidade de vizinhos sem significância espacial e outras classificadas na relação Alto-Baixo.

Baixo-Alto: conforme essa classificação, as microrregiões com Baixo valor fazem divisa com as que detém valor Alto. Nessa categoria, cor azul claro, ocorreu a formação de seis *clusters*. O primeiro *cluster* encontra-se situado nas regiões Norte e Centro-Oeste, formado por quatro microrregiões localizados no estado do Tocantins, uma no Maranhão, quatro no Mato Grosso e quatro em Goiás.

O segundo *cluster* localizado nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, foi estabelecido por uma microrregião em Minas Gerais, dez em São Paulo, oito no Mato Grosso do Sul, sete no Mato Grosso e sete em Goiás. O terceiro *cluster*, assim como o anterior, instituído no Sudeste e no Centro-Oeste, foi formado por cinco microrregiões no estado de São Paulo e uma no Mato Grosso do Sul.

O quarto, o quinto e o sexto *clusters* foram formados na região Sul. O quarto e quinto foram compostos por cinco e quatro microrregiões, respectivamente localizados no estado do Paraná, enquanto que o sexto *cluster* teve composição de quatro microrregiões geográficas, no estado do Rio Grande do Sul.

Nesta associação, se mostrou evidente que microrregiões com Baixa relação entre o pessoal ocupado e valor da produção agrícola, nos termos de Kaldor-Verdoorn, fizeram

limites fronteiriços com as que apresentam Alta relação da “Lei”. Além disso, os *clusters* desta classificação também se mostraram cercadas por microrregiões que apresentaram Alta relação da segunda “Lei” de Kaldor, bem como, também fizeram fronteira com as que não apresentaram significância espacial e nem mesmo se fizeram parte de uma das quatro classificações.

Alto-Baixo: como indica essa classificação, microrregiões que desfrutam de Alto valor fazem divisas com as que tem valor Baixo. Esta categoria, possui cinco *clusters*, sendo os quatro primeiros localizados na região Nordeste e o quinto no Sudeste. O primeiro *cluster* foi formado por cinco microrregiões do estado do Maranhão, o segundo e maior, por quatro microrregiões do Piauí, dezenove do Ceará, três do Rio Grande do Norte, oito da Paraíba, dez de Pernambuco, duas de Alagoas, uma do Sergipe e uma da Bahia, tendo como total quarenta e oito microrregiões.

O terceiro *cluster* foi constituído por uma microrregião de Alagoas e outra do Sergipe. O quarto e último *cluster* da região nordestina foi composto por quatro microrregiões geográficas do Sergipe e duas do estado da Bahia, e, finalmente o quinto, da região Sudeste, foi composto por duas microrregiões de Minas Gerais.

Logo, para essa classificação há evidências de que microrregiões com Alta relação entre o pessoal ocupado na atividade produtiva e o valor da produção agrícola, possuem limites fronteiriços com as de Baixa relação nessa atividade. Além dessa ocorrência, as microrregiões que compõem os *clusters* desta classificação, também se mostraram vizinhas das categorizadas com Baixa-Baixa relação, sendo também cercadas por microrregiões que não apresentaram significância espacial e muito menos se encontram dentro de uma das quatro referidas classificações.

As duzentas e vinte e nove microrregiões geográficas não se enquadraram em nenhuma das quatro classificações, pois não apresentaram significância espacial, nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn. Além disso, em conformidade com o Quadro 5, o fator negativo recorrente, evidenciou que nenhuma das microrregiões dos estados do Acre, Roraima, Pará e Espírito Santo se enquadraram nas classificações descritas. Assim, demonstrando, pelo menos nesse caso, não possuem significância espacial na relação de Kaldor-Verdoorn, para as lavouras permanentes e temporárias.

Apesar da Figura 17, ter demonstrado que os *clusters* são cercados, principalmente, por microrregiões geográficas que não obtiveram significância, é visível que os *clusters* em sua maioria foram rodeados por microrregiões geográficas com iguais relações entre

a produtividade do trabalho e o valor da produção agrícola, como foram os casos das classificadas como Alto-Alto e Baixo-Baixo.

Desta forma, por meio das evidências encontradas nas Figuras 16 e 17, desse estudo, foi possível verificar que os resultados expostos pela relação de Kaldor-Verdoorn apontaram coerência com os achados de Perobelli et al. (2007), que concluíram em suas análises que microrregiões geográficas com produtividade agrícola Alta eram vizinhas das que detinham resultados da produtividade também Alta, bem como as com Baixa produtividade agrícola faziam fronteira com as de mesmo resultado.

Nessa direção, com base nas Figuras 16 e 17, os resultados do presente estudo referente a aplicação da “Lei” de KV na agricultura das microrregiões geográficas do Brasil se mostrou conexo aos achados de Almeida (2011) para a “Lei” de Verdoorn local empregada na agricultura regional brasileira, que trouxe evidências de diversificação e heterogeneidade na atividade agrícola nacional.

Assim, apoiando-se nas constatações anteriores, para esse estudo é possível inferir que os resultados dos *clusters* espaciais estão de acordo com a hipótese testada, de que a relação de KV entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das lavouras nas microrregiões expressam potencial para servir como possível ferramenta de políticas agrícolas, em especial, para as lavouras localizadas nas microrregiões que possuem baixo grau de produtividade na atividade agrícola.

De acordo com o levantamento do IBGE (2017) referente ao Censo Agropecuário de 2017, Figuras 9 a 14, a concentração do pessoal ocupado nas lavouras permanentes e temporárias localizadas nas microrregiões geográficas brasileiras, apresentou para o ano de referência um saldo de mais de 7 milhões de ocupados na atividade agrícola, o que contribuiu com um valor de produção agrícola superior a R\$ 276 milhões, em 2017.

Na região Norte, do pessoal ocupado (POC) na agricultura e do valor da produção agrícola (VPA), o estado de Rondônia apresentou 0,71% e 0,55%, o Acre 0,87% e 0,12%, o Amazonas 3,23% e 0,33%, Roraima 0,48% e 0,11%, Pará 6,96% e 1,83%, o Amapá 0,23% e 0,05% e Tocantins 0,55% e 1,25%. Na região Nordeste, o estado do Maranhã apontou 4,96% e 1,38%, o Piauí 4,22% e 1,26%, o Ceará 6,60% e 0,46%, o Rio Grande do Norte 1,22% e 0,37%, Paraíba 2,24% e 0,33%, Pernambuco 5,36% e 0,97%, Alagoas 2,80% e 0,58%, Sergipe 1,36% e 0,24% e a Bahia 13,77% e 4,93%, respectivamente, conforme o Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2017).

Na região Sudeste, em relação ao pessoal ocupado (POC) e o valor da produção agrícola (VPA), foi constatado em Minas Gérias 10,96% e 11,47%, no Espírito Santo

3,47% e 1,53%, no Rio de Janeiro 0,60% e 0,27% e em São Paulo 6,46% e 14,50%. No Centro-Oeste, o Mato Grosso do Sul apresentou 1,13% e 5,69%, o Mato Grosso 1,85% e 15,98%, Goiás 1,73% e 8,40% e o Distrito Federal 0,08% e 0,18% e na região Sul o Paraná apontou 6,48% e 10,97%, Santa Catarina 3,16% e 3,05% e o Rio Grande do Sul 8,52% e 13,18%, conforme o Censo Agropecuário 2017 (IBGE, 2017).

Neste cenário, consoante ao levantamento da Produção Agrícola Municipal de 2017 (PAM-IBGE, 2017), no geral o valor da produção foi de R\$ 319,6 bilhões, sendo que na região Norte as culturas que mais ganharam destaque foram: o açaí, a soja, a mandioca, o milho e a banana que no agregado das cinco culturas o valor da produção foi de cerca de R\$ 22,6 bilhões, sendo o Pará o estado que apresentou maior valor da produção agrícola ao contribuir com um montante de R\$ 12,8 bilhões.

No Nordeste, os produtos que apresentaram maior relevância entre os das lavouras foram: a soja, a cana de açúcar, o milho, a banana e o algodão herbáceo, que no geral, atingiram um valor de produção de R\$ 36,4 bilhões e 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\$ 91,0 bilhões, sendo São Paulo o estado com maior valor da produção, que foi em torno de R\$ 53,1 bilhões (PAM-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 estado do Mato Grosso foi o mais representativo, em termo de valor da produção 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 com valor da produção de R\$ 85,7 bilhões, sendo que somente a produção agrícola do Paraná foi de R\$ 38,0 bilhões (PAM-IBGE, 2017).

No que tange ao setor manufatureiro a “Lei” de Kaldor-Verdoorn assegurava que o crescimento da produtividade do trabalho vinculava-se de modo positivo ao crescimento da produção no setor (ALEXIOU; TSALIKI, 2010). Desta forma, a sustentação anterior, também, se aplica a esse estudo referente a produção agrícola das lavouras situadas nas microrregiões geográficas brasileiras, devido às constatações ilustradas nas Figuras 16 e 17 apresentarem associações entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola, para a “Lei” de KV, por meio das formações de *clusters* espaciais entre as microrregiões, para o ano de 2017.

5.3 ANÁLISE DOS MODELOS ESPACIAIS DE KALDOR-VERDOORN

Para a análise dos modelos espaciais, foram utilizados como referências os Apêndices B1 ao B5 e a Tabela 1. No primeiro caso, é visualizado os resultados em sua forma integral, enquanto que no segundo são apresentados os principais resultados dos Apêndices para auxiliar nas inferências oriundas das elasticidades e dos testes utilizados.

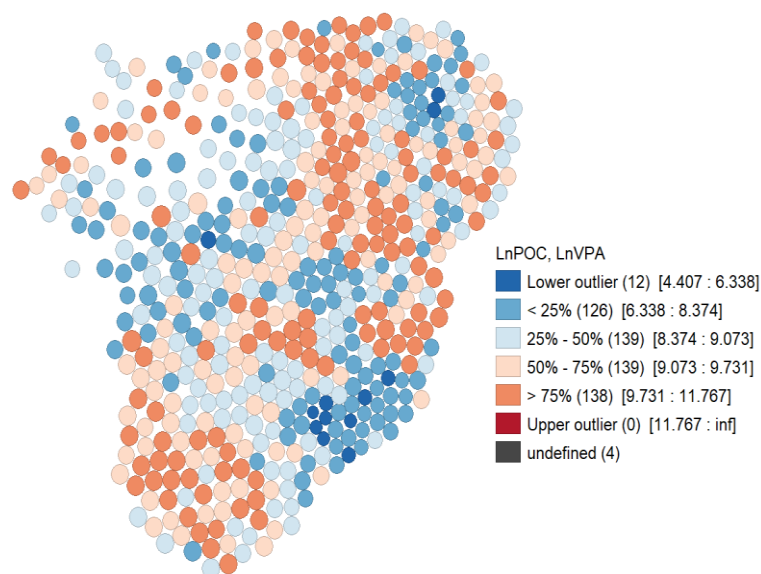
Como já descrito na seção 5.1, foram corrigidos os problemas de *outliers* da variável log do pessoal ocupado (POC), ou empregado, na agricultura e no valor da produção agrícola (VPA), e foi verificado que ao padronizar a segunda variável para as 554 microrregiões geográficas, a fim de se obter a mesma quantidade de observações da variável corrigida, apesar de essa ter perdido uma observação, tal microrregião não apresentou significância estatística espacial, e, neste caso, não houve perda de informações, devido a exclusão da referida observação.

As microrregiões removidas, devido a presença de *outliers* foram as dos estados de: Natal (RN), Osasco (SP), Santos (SP) e Fernando de Noronha (PE). Por essa razão, o Apêndice B1 foi registrado para demonstrar que para as 558 microrregiões geográficas, a regressão evidencia distorções na elasticidade em razão da presença de *outliers*.

A Figura 18, ilustra um Cartograma da relação entre o pessoal ocupado (POC) na agricultura e o valor da produção agrícola (VPA), no ano de 2017, nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn (KV). Porém, apesar de existirem outros doze pontos discrepantes na variável POC, como pode ser visto no *Boxplot*, Figura 8, estes não foram removidos, em razão da sua significância espacial, pois caso fossem excluídos causaria distorções nos reais resultados, assim, tal comparação é demonstrada por meio dos Apêndices B1 e B2.

A ilustração originada pela Figura 18 demonstra há presença dos doze pontos discrepantes no limite inferior, cor azul forte, quando as duas variáveis da relação de Kaldor-Verdoorn são associadas e os quatro *outliers* presentes na Figura 18, já removidos para o ajuste do modelo, não havendo outros pontos discrepantes superior na relação entre pessoal ocupado na agricultura e valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras.

Figura 18 – Cartograma da relação de KV, entre o pessoal ocupado e a produção agrícola brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Nesse caso, partiu-se para a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Apêndice B2, entre o pessoal ocupado na agricultura contra o valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, em termos de elasticidade, segundo a “Lei” de KV, a fim de verificar se o modelo apropriado para análise possui ou não efeitos espaciais.

Ao averiguar a violação das hipóteses de *Gauss Markov*, de homoscedasticidade, HRL5, e de normalidade, HRL6, apesar do teste de *Jarque-Bera* (HRL6) resultar em um *p-valor* de 0,0087, Tabela 1, rejeitando a hipótese nula de não normalidade dos resíduos, não houve violação da HRL6, em razão das amostras serem assintóticas.

Por sua vez, pela HRL5, o resultado do teste de *Koenker-Bassett* apresentou um *p-valor* igual a zero, o que violou o pressuposto de homoscedasticidade, pois a variância do termo de erro não foi a mesma que para o resultado da variável explicativa, implicando em não rejeição da hipótese alternativa de heterocedasticidade.

Além da violação da HRL5, a regressão por MQO não se mostrou apropriada, pois pela Tabela 1 ficou visível que além das informações de Akaike (AIC) e Schwarz (CS) apresentarem resultados muito elevados, a partir dos testes focados do tipo Multiplicador de Lagrange para MQO, tanto o teste não robusto quanto o robusto de erro e o não robusto quanto o robusto de defasagens apontaram autocorrelação espacial nos dados.

Assim, como para esse caso, a regressão por MQO não se mostrou apropriada para análise, partiu-se para investigação de qual modelo espacial seria o mais adequado para o presente estudo. Baseando na observação dos principais resultados da Tabela 1 e dos Apêndices B3 ao BA5, o mais apropriado para essa pesquisa foi o modelo de erro autorregressivo espacial SAC, estimado por Máxima Verossimilhança.

Com intuito de esclarecer a razão do modelo SAC ser escolhido como o mais apropriado para as inferências da presente pesquisa, com base na Tabela 1 e Apêndices B3 ao B5, a interpretação dos testes é descrita a seguir:

- Observando os diagnósticos dos modelos, pelo teste de normalidade dos resíduos de *Jarque Bera*, apenas o modelo espacial SAR, por intermédio da não rejeição da hipótese nula foi estatisticamente significativo, até mesmo ao nível de 1%, enquanto que os resultados dos modelos espaciais SEM e SAC não evidenciaram normalidade dos resíduos, contudo, também não houve violação do pressuposto por razão de as amostras serem de natureza assintóticas;
- Pelo teste de homoscedasticidade da variância dos erros de *Koenker-Bassett*, somente o modelo espacial SAR violou esse pressuposto, implicando na rejeição da hipótese nula. Para os modelos espaciais SEM e SAC o teste foi estatisticamente significativo, até mesmo ao nível de 1%, apontando a não rejeição da hipótese nula de homoscedasticidade;
- Partindo para os testes focados do Multiplicador de Lagrange, os três modelos espaciais obtiveram altos resultados, o que implicou em *p-valores* iguais a zero, para os quatro testes, isto é, os não robustos e robustos de erros e de defasagens espaciais, ficando evidente, com base nos referidos testes que os três modelos possuem autocorrelações espaciais;
- Desta forma, um outro recurso para a verificação do modelo espacial mais apropriado foram os critérios de informações de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), que consideram os menores resultados para escolher o modelo mais adequado. Neste sentido, o modelo de autocorrelação espacial SAR, foi o que obteve os menores resultados para ambos os critérios, quando comparados com os modelos espaciais SEM e SAC. Contudo, o modelo espacial SAR foi descartado por violar o pressuposto de homogeneidade, assim, até o momento o modelo espacial SEM se identificou como o mais adequado, pois é o segundo com menores resultados

nos critérios de informações AIC e SC, e, além disso, não violou o pressuposto de homogeneidade;

- Outro teste que auxilia na confirmação de que o modelo espacial SEM se ajustou ou não aos dados é o teste de especificação do modelo, ou seja, o teste *Ramsey RESEFTF1*. Por meio desse teste, se pode verificar que o modelo SEM não é o mais adequado, pois seu *p-valor* foi igual a zero, apontando rejeição da hipótese nula de que o modelo SEM se mostra bem especificado; e
- Desta forma, apesar de o modelo espacial SAC ter sido o que obteve maiores resultados em seus critérios de informações, entre os três modelos espaciais, com base nas violações dos modelos SAR e SEM o modelo de erro autorregressivo SAC, se mostrou bem especificado, isso em virtude de o teste *Ramsey RESEFTI* ter apresentado um *p-valor* igual a um. Tais evidências, apontaram que o modelo espacial SAC é o mais apropriado para análise, ao não rejeitar a hipótese nula que demonstra que o seu modelo se encontra bem especificado.

Neste sentido, como o diagnóstico do modelo de erro autorregressivo espacial SAC não apontou violação da hipótese de homoscedasticidade dos resíduos, conforme o resultado do teste *Koenker-Bassett* e pelo teste de especificação do modelo, *Ramsey RESEFTF1*, também apresentou resultado favorável em relação a veracidade da qualidade do modelo, mesmo com a violação da normalidade dos resíduos resultante do teste de *Jarque-Bera*. O modelo espacial SAC foi identificado como o mais adequado, entre os modelos para as inferências do presente estudo.

O passo seguinte foi realizar a análise entre a produtividade do trabalho e a produção, referente a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, com base nas elasticidades retratadas pela Tabela 1 e Apêndice B5, por meio da relação entre o pessoal ocupado, ou empregado, na agricultura e o valor da produção agrícola brasileira, bem como, pelos efeitos diretos e indiretos dos parâmetros do modelo de erro autorregressivo espacial SAC.

Os efeitos marginais diretos e indiretos são demonstrados nos Apêndices B6 e B7, onde ambos foram estimados por Máxima Verossimilhança, na forma não robusta e também robusta para análise e inferência do impacto causado nas microrregiões geográficas brasileiras, conforme a relação proposta por Kaldor (1966).

Tabela 1 – Estimativas espaciais para agrícola, segundo a “Lei” de Kaldor-Verdoorn

Variáveis Explicativa	Dependente: $\ln(\text{pessoal ocupado})$			
	MQO	SAR	SEM	SAC
$\ln(\text{VPA})$	0,3009 [0,000]	0,2799 [0,000]	0,6652 [0,000]	0,6585 [0,000]
$_const$	5,3930 [0,000]	2,4055 [0,000]	0,1007 [0,016]	0,2168 [0,005]
Rho	- -	0,0068 [0,000]	- -	-0,0020 [0,030]
$Lambda$	- -	- -	0,0167 [0,000]	0,0168 [0,000]
R^2	0,2276	-	-	-
MV	-765,4287	-709,8681	-498,7497	-496,4090
AIC	1534,857	1,1536	2,2762	4,1347
SC	1543,492	1,1717	2,3120	4,1996
I de Moran (erro)	53,016 [0,0000]	27,7164 [0,0000]	39,0559 [0,0000]	41,3583 [0,0000]
LM_ρ (erro)	2361,096 [0,0000]	742,8566 [0,0000]	1479,2232 [0,0000]	1659,4070 [0,0000]
LM_ρ (erro) Rob.	2191,419 [0,0000]	572,1375 [0,0000]	2,32e+04 [0,0000]	4,73e+04 [0,0000]
LM_λ (def.)	386,243 [0,0000]	401,3094 [0,0000]	2,08e+04 [0,0000]	2,21e+04 [0,0000]
LM_λ (def.) Rob.	216,566 [0,0000]	230,5903 [0,0000]	4,25e+04 [0,0000]	6,77e+04 [0,0000]
$Koenker-Bassett$	35,6060 [0,0000]	10,4788 [0,0012]	0,1865 [0,6659]	0,0340 [0,8537]
$Jarque-Bera$	9,485 [0,0087]	2,8833 [0,2365]	19,3976 [0,0001]	17,9794 [0,0001]
$Ramsey RESETF1$	52,293 [0,0000]	145,501 [0,0000]	52,293 [0,0000]	-8,829 [1,0000]

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

* Os resultados entre colchetes são os p -valor dos testes

Para o modelo de erro autorregressivo espacial SAC, a estimativa oriunda da Tabela 1, evidenciou que até mesmo ao nível de 1%, a variável valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras apresentou significância estatística. Desta forma, o efeito direto do aumento de 1%, no valor da produção agrícola das microrregiões, acarreta em um incremento superior a 0,65%, no crescimento do pessoal ocupado na agricultura brasileira.

De acordo, com a estatística de impacto para o efeito marginal direto (Apêndices B6 e B7), do modelo espacial SAC ficou evidente que a variação de 1%, no valor da produção agrícola brasileira de uma determinada microrregião como, por exemplo, de Presidente Prudente (SP) resulta em um valor superior a 0,51%, de variação no crescimento do pessoal ocupado na agricultura dessa microrregião.

Por sua vez, para o caso do efeito marginal indireto, mesmo na forma robusta (Apêndice B7) a estatística de impacto não demonstrou significância, ao menos nos três níveis analisados, pois seus *p-valor* encontrados foram de 0,337 para estimação não robusta e 0,178 para a robusta. Neste caso, o resultado da variação do valor da produção agrícola de uma microrregião, não causa efeito indireto nas demais microrregiões.

A elasticidade em torno de 0,65% para o modelo de erro autorregressivo espacial SAC na relação entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, segundo a “Lei” de Kaldor-Verdoorn, mostrou-se fora do intervalo e bem acima do resultado empírico da elasticidade de 0,45%, do estudo original de Verdoorn (1949) para indústria, que segundo Thirlwall (1988) e Bradley e Prendergast (1986) e Boianovsky (2012) teve como limites inferior de 0,41 e superior de 0,57.

Ainda, com base na elasticidade encontrada de mais 0,65%, também foi possível auferir indiretamente por meio da relação da segunda “Lei” de Kaldor, o coeficiente de Verdoorn, descrita na equação (4), em que para esse caso, $1 - 0,6585$ resultou em 0,3415%, onde essa elasticidade é equivalente a encontrada por Marrone (2006), em sua formulação direta da equação original de Verdoorn (1949) e indiretamente pela de Kaldor (1966), para a investigação do setor agropecuário brasileiro, entre os anos de 1970 a 1985.

Além da coerência da elasticidade superior a 0,34%, gerada indiretamente para obtenção do coeficiente de Verdoorn (1949), ficou visível que a elasticidade encontrada ao redor de 0,65%, para o modelo de erro autorregressivo espacial SAC também é nitidamente equivalente ao da relação de Kaldor-Verdoorn estimada por Marrone (2006). Assim, indicando que os coeficientes de Verdoorn (1949) e Kaldor (1966) são a imagem um do outro (MARRONE, 2006).

Por sua vez, para o setor agrícola brasileiro, Guimarães (2002), obteve uma elasticidade de -0,0041%, entre 1975 a 1995, apontando relação negativa para atividade desse setor. Assim, como no estudo realizado por Kaldor (1966), que o resultado encontrado para a agricultura de 12 países, entre 1953 a 1963, foi uma elasticidade de -0,056%, o que revela consonância com o estudo de Guimarães (2002), e discrepância com as elasticidades encontradas no estudo de Marrone (2006) e no presente estudo referente

ao setor agrícola brasileiro, devido as elasticidades constatadas por Guimarães (2002) e Kaldor (1966) terem apresentado sinais negativos para o setor da agricultura.

A estimativa da presente pesquisa (Tabela 1), direcionada para a agricultura nacional por meio da relação entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola para as lavouras localizadas nas microrregiões geográficas brasileiras demonstrou que o resultado estimado superior a 0,65%, evidenciou que existe associação positiva para a “Lei”, no caso da agricultura nacional, pois o valor estimado é maior do que 0 (zero) e satisfaz a condição da “Lei” de KV, que tem como limites o intervalo 0 a 1 (KALDOR, 1975, MARRONE, 2006), e pode ser expresso para essa pesquisa como $0 < 0,65 < 1$.

O resultado dessa pesquisa para a agricultura brasileira se mostrou coerente com o encontrado por Marinho, Nogueira e Da Rosa (2002), para a indústria de transformação nacional, no longo prazo, pois identificaram associação positiva entre a produtividade do trabalho e a produção, ao revelar que o aumento da produção impulsionava de forma positiva a produtividade industrial.

O resultado da aplicação da segunda “Lei” de Kaldor para à agricultura brasileira, por meio do modelo espacial SAC, também, foi conexo com à aplicação da “Lei”, alcançada no estudo de Mata, Ponciano e Souza (2006), que encontraram validade da relação entre a produtividade e a produção para a economia brasileira. Por outro lado, a presente pesquisa divergiu com a constatação da atividade industrial brasileira, devido ao setor sinalizar que tanto no curto quanto no longo prazo, as elasticidades marginais relacionadas a “Lei” apresentaram resultados nulos para a produtividade industrial.

Assim como para esse estudo, aplicado para a agricultura nacional, o resultado descoberto por Braga e Marquetti (2007) para a indústria do Rio Grande do Sul apresentou validade para a relação da “Lei” de KV, pois conforme as evidências o aumento da produção ocasionou crescimento na produtividade na atividade industrial. Contrariando a validação da “Lei” de KV para a agricultura nacional e a constatação de Braga e Marquetti (2007), Marrone (2013) ao testar a “Lei” na indústria brasileira, afim de verificar o processo de crescimento da economia, concluiu não haver validade na associação de KV para o setor industrial.

Ao testar a primeira e a segunda relação de KV para a indústria de transformação da Bahia, afim de obter comprovações empíricas para ambas as “Leis”, Duarte (2016) constatou um determinado nível de dinamismo e, especificamente, para a segunda “Lei” as evidências apontaram robustez na justificativa das consequências da produtividade para o crescimento da atividade industrial. Assim, a conclusão foi a de que as “Leis” de

Kaldor se mostraram válidas para a indústria de transformação baiana. Neste sentido, em conformidade com valor estimado pelo modelo espacial SAC para a agricultura nacional, o resultado positivo evidencia validade da relação de KV para o ano de 2017.

Carcanholo e Porsse (2016) verificaram a validade das três “Leis” de Kaldor para os municípios brasileiros e constataram validade para as relações das “Leis”. Sendo a validação da segunda “Lei” para a indústria convergente com a validade do presente estudo aplicado à agricultura nacional.

Em harmonia com essa pesquisa, ao investigar a aplicação de KV no setor industrial brasileiro, Silva (2018) concluiu a existência da relação de equilíbrio entre a produtividade do trabalho e a produção para o setor. Contudo, também verificou que em períodos que ocorrem queda na produção o aumento da produtividade é determinado em maior proporção por fatores externos ao modelo, neste caso, apontando que a relação de KV somente pode ser considerada válida em tempos que ocorre expansão na economia.

Também em concordância com a aplicação da “Lei” de KV para a agricultura brasileira o estudo de Silva e Reis (2018) apresentou em suas estimativas retornos crescentes de escala, evidenciando validade da “Lei” para o Pólo Industrial de Manaus. Tal constatação, no longo prazo, sinalizou que a relação entre a produtividade do trabalho e a produção industrial obteve uma elasticidade média de 0,45%, a qual se mostrou dentro dos limites estabelecidos pela segunda “Lei” de Kaldor ($0 < 0,45 < 1$) e precisamente idêntico a elasticidade, também, de 0,45 encontrada na formulação original de Verdoorn (1949) que está dentro dos limites de 0,41 e 0,57 (THIRLWALL, 1988).

Consoante à aplicação da “Lei” de KV por Onakoya (2015), para a manufatura nigeriana que revelou relação positiva entre a produtividade do trabalho e a produção, a presente pesquisa também demonstrou associação positiva na aplicação da “Lei” para a agricultura brasileira, por meio da relação entre o pessoal ocupado (POC) e o valor da produção agrícola (VPA) para as lavouras permanentes e temporárias das microrregiões geográficas, assim revelando coerência com o estudo de Onakoya (2015).

Em conformidade com o estudo de Gabrisch (2021) que testou a segunda “Lei” de Kaldor e encontrou validade no longo prazo para dez países europeus, ao evidenciar que o progresso da produtividade era estigado por uma resistência de equilíbrio por meio da produção. Esta pesquisa também evidenciou validade para a “Lei” de KV para a agricultura nacional, devido a estimação de mais de 0,65% encontrado por intermédio do modelo espacial SAR ter apresentado resultado entre 0 e 1, que é a condição da “Lei”.

Neste contexto, o entendimento de Kaldor foi a de que diante do processo de crescimento ou desenvolvimento econômico a distinção entre a indústria e a agricultura, era de que o primeiro setor gerava retornos crescentes de escala, enquanto que o segundo originava retornos decrescentes (CHANDRA; SANDILANDS, 2021)

No entanto, apesar de um dos elementos centrais destacado por Thirlwall (1983), referente a sua investigação da análise do crescimento econômico de Kaldor, ou “Lei” de KV, se referir positivamente ao crescimento da produtividade via aumento do produto e do emprego para o setor industrial e negativamente para o crescimento do produto fora da indústria. A estimativa por meio do modelo espacial SAC, demonstrou divergência a tal constatação, assim demonstrando que mesmo a agricultura não possuindo retornos crescentes de escala, ainda sim evidenciou relação positiva para a produtividade do trabalho e produção para o ano de 2017.

6 CONCLUSÕES

Este estudo foi direcionado a aplicação da relação da “Lei” de Kaldor-Verdoorn na agricultura brasileira para o ano de 2017. A escolha do setor agrícola está relacionada ao seu papel ativo dentro das diferentes esferas econômicas e sociais brasileiras, tanto em termos de suprir as necessidades alimentares da população, quanto por suas contribuições por meio de exportações e envios de insumos de gêneros alimentícios para os setores industriais. Além disso, a aplicação da relação entre a produtividade do trabalho e a produção exerce expressiva relevância no setor manufatureiro, bem como, também, é válida para o setor agrícola nacional.

Em relação a análise de *clusters* espaciais das variáveis pessoal ocupado na agricultura e o valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, tanto na investigação univariada, quanto na bivariada (“Lei” de Kaldor-Verdoorn) as maiores composições de *clusters* espaciais foram geradas por consideráveis quantidades de microrregiões que obtiveram Altos e Baixos resultados com microrregiões que fizeram fronteiras. Porém, cabendo ressaltar que para a relação conjunta a formação de *clusters* espaciais do tipo Baixo-Alto e Alto-Baixo, também envolveu uma grande quantidade de microrregiões geográficas.

Neste cenário, a análise de *clusters* se mostrou coerente com a literatura, o que apontou que para o ano de 2017, a relação entre a produtividade do trabalho e o valor da produção agrícola nas microrregiões brasileiras, referentes as lavouras permanentes e temporárias trouxeram evidências, de que nos termos da “Lei” de Kaldor-Verdoorn a maior concentração se mostrou presente nas regiões Sul; Sudeste e no Centro-Oeste, bem como uma parcela considerável dessa concentração na região Nordeste e uma, ainda, pequena na região Norte, mesmo com um *cluster* espacial compreendendo uma considerável quantidade de microrregiões com Alto e Baixo proporção entre o pessoal ocupado na agricultura e o valor da produção agrícola.

Nessa direção, a elasticidade em torno de 0,65%, encontrada para o modelo de erro autorregressivo espacial SAC foi significativo para a relação de Kaldor-Verdoorn, ao menos quando comparada com a elasticidade encontrada para a agropecuária brasileira, devido a um fator positivo dessa elasticidade percebido pelo seu resultado ter sido elevado e apontar concordância com a elasticidade em torno de 0,34%, identificada indiretamente para o coeficiente de Verdoorn, também na atividade agropecuária brasileira. Porém, distinta das elasticidades já descobertas para agricultura.

Neste sentido, a relação entre o pessoal ocupado, ou empregado, na agricultura e o valor da produção agrícola das microrregiões, referente a “Lei” de Kaldor-Verdoorn apresentou evidências importantes e significativas que se corrigidas, no sentido de discussões, pesquisas, elaboração e aplicação de novas políticas agrícolas, possam trazer melhorias ao crescimento da produtividade das microrregiões geográficas nacionais.

No atual contexto, por exemplo: (i) as microrregiões geográficas da região Norte são as mais deficientes em termos da relação entre pessoal ocupado e o valor da produção agrícola; (ii) na região Nordeste não houve formação de nenhum *cluster* espacial de microrregiões com fronteiras de Alta associação entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola; e (iii) das quinhentas e cinquenta e quatro microrregiões geográficas investigadas, duzentos e vinte e nove não foram espacialmente significativas.

Com base nas constatações anteriores, talvez com o aumento de pesquisas em prol do incremento da produtividade, principalmente, com o foco nas microrregiões geográficas que não foram espacialmente significativas, possivelmente, podem vir a acarretar a longo prazo, o aumento do pessoal ocupado, ou empregado, na atividade agrícola em consequência de correções dos aspectos negativos apontados anteriormente.

A segunda “Lei” de Kaldor, também, apontou dois aspectos positivos, como: (i) um elevado *clusters* com Alto índice de produtividade agrícola relacionado ao valor da produção agrícola e (ii) possível potencial de crescimento das demais microrregiões, em especial, as que já compõem um dos tipos de *clusters* espaciais.

Enfim, uma limitação do presente estudo se deu pela carência de dados referentes a anos que não se restrinjam aos Censos Agropecuários, para a variável pessoal ocupado, ou empregado, na agricultura, o que restringiu a base de dados ao ano de 2017. Contudo, à medida que as informações mais recentes acerca do pessoal ocupado na agricultura ficarem disponíveis, recomenda-se a realização de futuros estudos com base na “Lei” de Kaldor-Verdoorn, a fim de trazer novas contribuições para o aprofundamento do entendimento da relação entre a produtividade do trabalho e a produção agrícola.

REFERENCIAS

ABREU, João Francisco de. Tributo a Waldo Tobler: cientista, geógrafo, cartógrafo.

Revista Geografia, Rio Claro, v. 43, n. 2, p. 335-337, mai./ago. 2018. [Seção]

Resenhas. Resenha de: TOBLER, Waldo Rudolf. Disponível em:

<https://www.periodicos.rc.biblioteca.unesp.br/index.php/ageteo/article/view/13896>.

Acesso em: 24 março 2022.

ALBUQUERQUE, A. C. S.; SILVA, A. G. (ed.). **Agricultura tropical: Quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, p. 67–98, 2008.

ALEXIOU, C.; TSALIKI, P. An empirical investigation of Kaldor's growth Laws. **The Indian Economic Journal**, v. 58, n. 3, p. 144–155, 2010.

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.

ALVES, E. R. A.; CONTINI, E.; GASQUES, J. G. Evolução da produção e produtividade da agricultura brasileira A industrialização como força motriz. 2008. In:

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. **Geographical Analysis**, vol. 27, n.2, p. 93-115, apr., 1995.

_____. Spatial Econometrics: Methods and Models. **Springer Science+Business Media**, B.V., 1988. 294 p.

_____. Spatial externalities. **International Regional Science Review**, vol. 26, n.2 pp. 147-152, apr., 2003.

_____. The Future of Spatial Analysis in the Social Sciences. **Geographic Information Sciences**, vol. 5, n. 2, pp. 67-76, dec., 1999.

_____; BERA, A. K. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. In: ULLAH, A.; GILES, D. E. A. (eds.). **Handbook of Applied Economic Statistics**, Marcel Dekker, NY, pp. 237-289, 1998.

_____; FLORAX, R. J. G. M. (eds.) **New Directions in Spatial Econometrics**. Springer. 1995. 432 p.

ANTENUCCI, F.; DELEIDI, M.; MELONI, W. P. Demand and supply-side drivers of labour productivity growth: an empirical assessment for G7 countries. **Associazione Studi e Ricerche Interdisciplinari sul Lavoro Working**, n. 4, p. 1–48, 2019.

BALLER et al. Structural covariates of U.S. county homicide rates: Incorporating spatial effects. **Criminology**, vol. 39, n. 3, pp. 561-590, 2001.

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

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

BRAGA, L. M.; MARQUETTI, A. A. As leis de Kaldor na economia gaúcha: 1980-00. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 225–248, 2007.

CARCANHOLO, H.; PORSSE, A. As leis de Kaldor no espaço: uma análise para os municípios brasileiros com modelos de regressões geograficamente ponderadas. **Revista de Economia do Nordeste**, Fortaleza, v. 47, n. 4, p. 123–136, 2016.

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.

CHANDRA R.; SANDILANDS, R. J. Nicholas Kaldor, increasing returns and Verdoorn's Law. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 44, n. 2, p. 315-339, 2021.

COSTA JUNIOR, C. J. Impacto das variações no crédito rural e no investimento em pesquisa agrícola na produtividade da agricultura brasileira contemporânea. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, SP, v. 56, n. 4, p. 551–564, 2018.

DELEIDI, M.; MELONI, W. P. Produttività e domanda aggregata: una verifica della legge di Kaldor-Verdoorn per l'economia italiana. **Economia & Lavoro**, p. 25–43, 2019.

DUARTE, L. B. Indústria de Transformação da Bahia: algumas evidências das Leis de Kaldor. **Reflexões Econômicas**, Ilhéus, BA, v. 1, n. 2, p. 68–85, 2016.

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

FAZIO, G.; MALTESE, E.; PIACENTINO, D. Estimating Verdoorn law for Italian firms and regions. **Letters in Spatial and Resource Sciences**, v. 6, n. 1, p. 45–54, 2013.

FEIJO, 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, n.º. 12, v. 2, 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. Brasília: Rio de Janeiro: Ipea, mar., 2013. 44 p. (Texto para Discussão, n. 1819).

FRANCISCA LIMA, A.; SILVA, E. G. A.; IWATA, B. F. Agriculturas e agricultura familiar no Brasil: uma revisão de literatura. **Revista Retratos de Assentamentos**, v. 22, n. 1, 2019.

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.

GASQUES, J. G.; TELES BASTOS, E.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura brasileira e os efeitos de algumas políticas. **Revista de Política Agrícola**, ano XXI, n. 3, jul./ago./set. 2012.

GETIS, A.; ORD, J. K. The Analysis of Spatial Association by Use of Distance Statistics. **Geographical Analysis**, vol. 24, n. 3, pp. 189-206, jul., 1992.

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.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Contas Nacionais Trimestrais Indicadores de Volume e Valores Correntes**. out./dez., 2017.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Produção Agrícola Municipal 2017**. Prod. agric. munic., Rio de Janeiro, v. 44, p.1-8, 2017.

IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário**. Rio de Janeiro: IBGE, 2017. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 13 jun. 2021.

KALDOR, N. A Model of Economic Growth. **The Economic Journal**, vol. 67, n. 268, pp. 591-624, 1957.

_____. Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom. **Cambridge University Press**, p. 1-40, 1966.

_____. Economic growth and the Verdoorn Law - A comment on Mr. Rowthorn's article. **The Economic Journal**, v. 85, n. 340, p. 891–896, 1975.

LAMONICA, M. T.; FEIJÓ, C. A. Crescimento e industrialização no Brasil: uma interpretação à luz das propostas de Kaldor. **Revista de Economia Política**, v. 31, n. 1 ano. 121, p. 118-138, jan./mar. 2011.

LORENTZY, A. Evolutionary Micro-founded Technical Change and The Kaldor-Verdoorn Law: Estimates from an Artificial World. **Papers on Economics & Evolution**, 2009.

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.

MAPA - MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO. **Plano agrícola e pecuária 2018/2019**. Secretaria de Política Agrícola, Brasília: MAPA, p. 1-38, 2018.

MARCONATO, R.; LAROCCA, A. P. C.; QUINTANILHA, J. A. Análise do uso de tecnologias em estabelecimentos agropecuários por meio dos índices de Moran global e local. **Revista de Política Agrícola**, Ano XXI – n. 1 p. 5-21, jan./fev./mar. 2012.

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.

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.

MCCOMBIE, J. S. L. What Still Remains of Kaldor's Laws? **The Economic Journal**, v. 91, n. 361, p. 206-216, mar. 1981.

_____ ; 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.

_____ ; SPREAFICO, M. R. M. Kaldor's 'technical progress function' and Verdoorn's law revisited. **Cambridge Journal of Economics**, v. 40, p. 1117-1136, june, 2016.

_____ ; SPREAFICO, M. R. M.; XU, S. Productivity growth of the cities of Jiangsu province, China: a Kaldorian approach. **International Review of Applied Economics**, v. 32, n. 4, p. 450–471, 2018.

_____ ; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law**. Palgrave Macmillan, London, UK, 2002.

MEGLIO, G. D.; GALLEGU, J.; MAROTO, A.; SAVONA, M. Services in developing economies: The desindustrialization debate in perspective. **Development and Change**, v. 49, n. 6, pp. 1495–1525, 2018.

MILLEMACEI, E. E OFRIFA, F. Lei de Kaldor-Verdoorn e retornos crescentes de escala: Uma comparação entre países desenvolvidos. **Journal of Economic Studies**, v. 41 n. 1, p. 140-162, 2014. Disponível em: <https://doi.org/10.1108/JES-02-2012-0026>. Acesso em: 27 março 2022.

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.

_____. As exportações estimulam a produtividade? Uma análise de causalidade de Granger para a manufatura gaúcha. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 42, n. 2, p. 45–56, 2014.

_____. Estimação da Lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria brasileira no período 2001-2012. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 41, n. 1, p. 75-86, 2013.

ONAKOYA, A. B. The Kaldor -Verdoorn's Law on manufacturing: test of the Nigerian experience. **Redeemer's University Journal of Management and Social Sciences**, v. 2, n. 1, p. 37–49, 2015.

PAELINCK, J. H. P., (ed.). **Programming for Europe's Collective Needs Get access Arrow Programming for Europe's Collective Needs**. Amsterdam: North-Holland, 1970. 358 p.

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.

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.

_____; 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**, 2006.

ROWTHORN, R. E. A Note on Verdoorn's Law. **The Economic Journal**, vol. 89, nº. 353, pp. 131-133, mar., 1979.

ROWTHORN, R. E. A Reply to Lord Kaldor's Comment. **The Economic Journal**, v. 85, n. 340, p. 897–901, 1975b.

_____. What Remains of Kaldor's Law? **The Economic Journal**, v. 85, n. 337, p. 10–19, 1975a.

SILVA, M. E. L. **Dinâmica da indústria brasileira no período 2002-2017: uma estimação da Lei de Kaldor - Verdoorn**. 2018. 94 p. Dissertação (Mestrado em Economia)–Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Natal, RN, 2018.

SILVA, R. R. **O Pólo Industrial de Manaus como modelo de desenvolvimento econômico avaliado sob o enfoque da Lei de Kaldor-Verdoorn**. 2006. 95 p. (Mestrado em Planejamento do Desenvolvimento)–Universidade Federal do Pará. Belém, PA, 2006.

_____; REIS, M. P. O. A “Lei” de Kaldor-Verdoorn e o modelo de desenvolvimento do Polo Industrial de Manaus. **RDE - Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, BA, v. 2, n. 40, p. 134–163, 2018.

SORO, B. 'Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro' Fifty Years On. In: MCCOMBIE, J.; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law**. Palgrave Macmillan. 1 ed., 2002.

SOUZA, N. J. Desindustrialização e Leis de Kaldor: Evolução da produtividade industrial do Brasil, 1980/2008. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, ano 11, n. 19, jan., 2009.

THIRLWALL, A. P. The nature of economic growth: An alternative framework for understanding the performance of nations. **Edward Elgar Cheltenham, UK, Northampton, MA, USA**, 2002.

_____. 'Population Growth and Economic Development', in D. Ironmonger, J. Perkins and T. Hoa (eds), **National Income and Economic Progress: Essays in Honour of Colin Clark**, London: Macmillan, 1988.

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

TINBERGEN, J. **On the Theory of Trend Movements**. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1, pp. 511-549, 1942.

TOBLER, W. R. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. **Economic Geography**, v. 46 (Supplemental), p. 234-240, 1970.

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. 1 ed., 2002.

_____. One empirical law governing the productivity of labor. **Econometrica**, v. 19, n. 2, pp. 190-219, apr., 1951.

_____. Production of Commodities. **The Economic Journal**, v. 90, n. 358, p. 382-385, 1980.

VIEIRA COSTA, L. et al. Produtividade Agrícola e Segurança Alimentar dos Domicílios das Regiões Metropolitanas Brasileiras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 4, p. 661-680, out./dez., 2013.

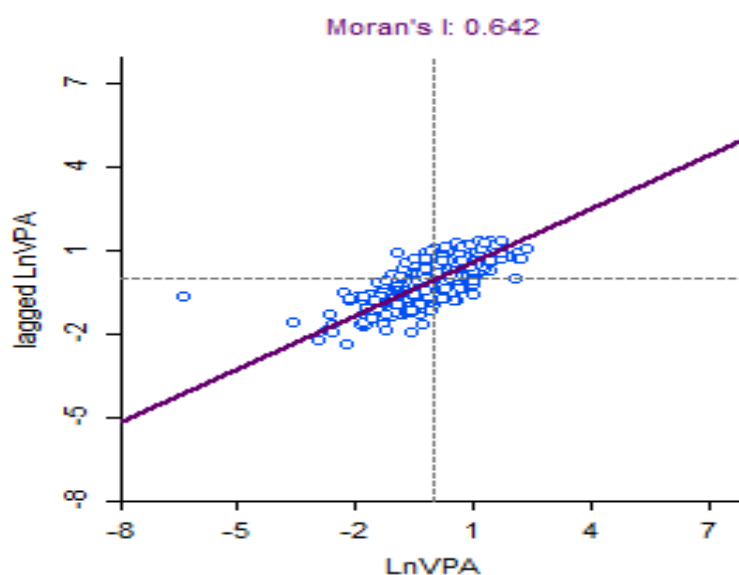
VIEIRA, R. S. A abordagem clássica de Econometria Espacial. In: VIEIRA, R. S. **Crescimento econômico no estado de São Paulo: Uma análise espacial** [online]. São Paulo: Editora UNESP; São Paulo: Cultura Acadêmica, 2009. 103 p.

VRIES, A. S. W. The Verdoorn law revisited: A Note. **European Economic Review**, n. 14, p. 271-277, fev. 1980.

APÊNDICES

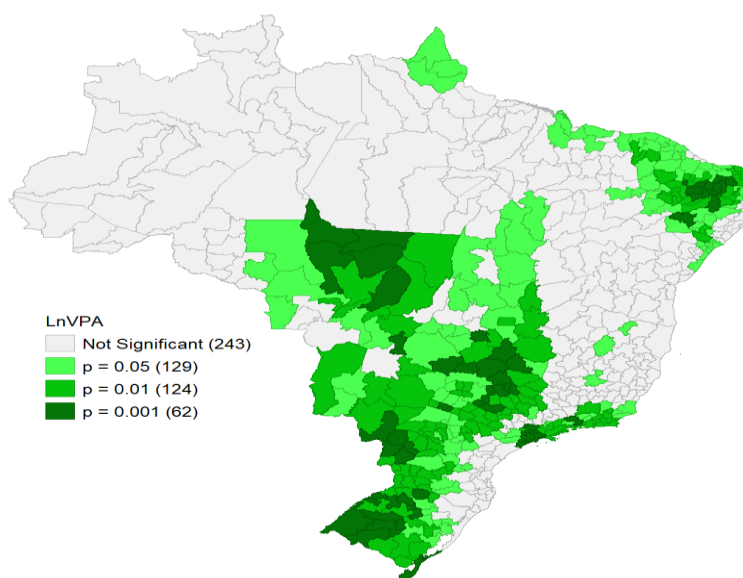
Os Apêndices A1 ao A9, são os pares das Figuras 9 a 17, e ilustram os gráficos e mapas de Moran antes da remoção dos *outliers*, para posterior análise da pesquisa.

Apêndice A1 – Estatística *I* de Moran global para o valor da produção agrícola das microrregiões geograficas brasileiras, 2017



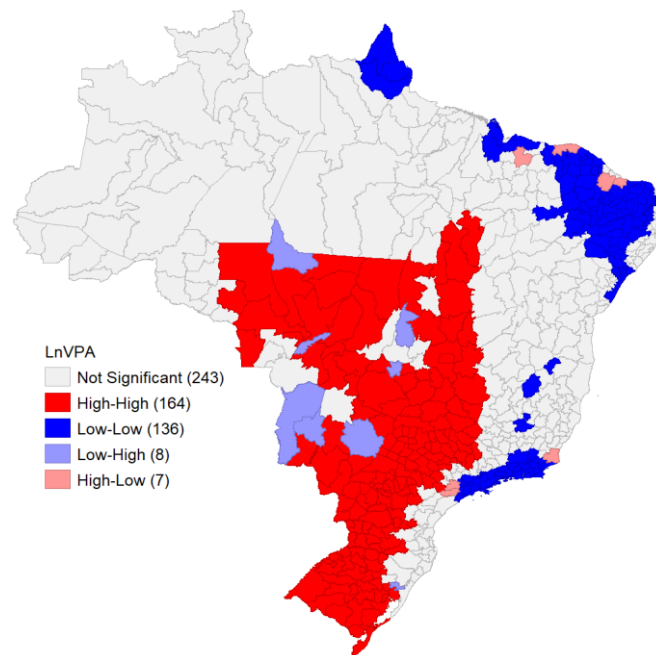
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A2 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística do valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, 2017



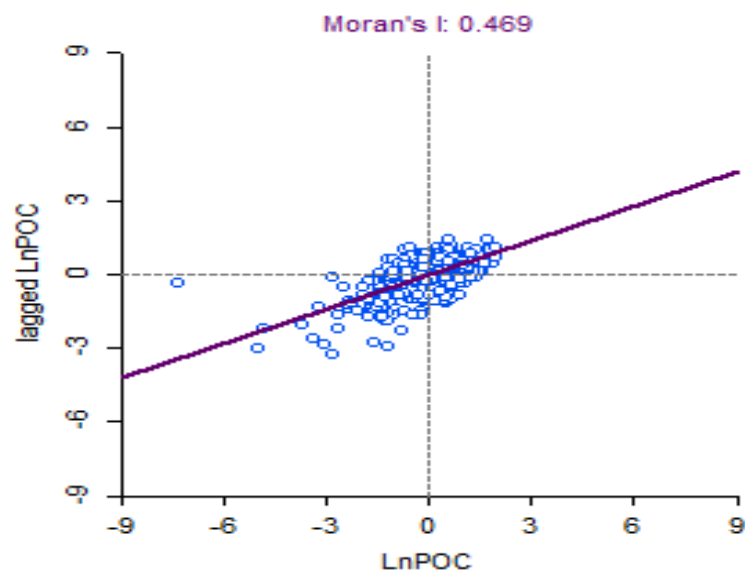
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A3 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para o valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, 2017



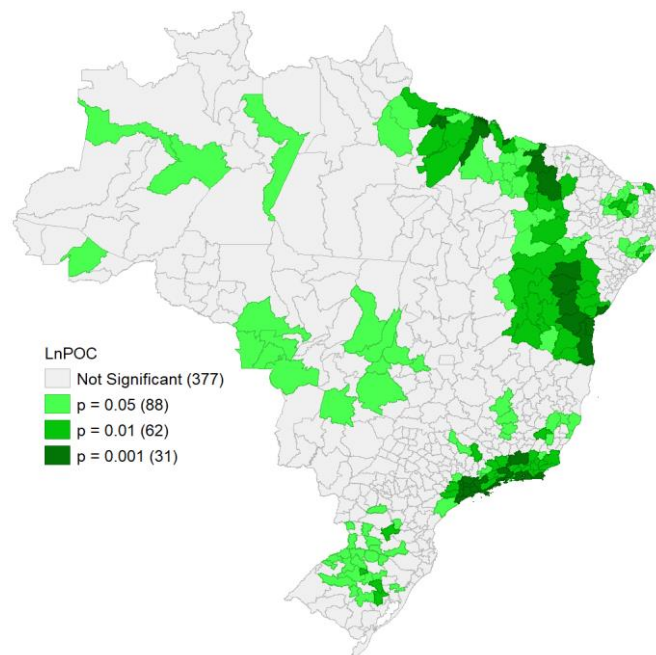
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A4 – Estatística *I* de Moran global para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



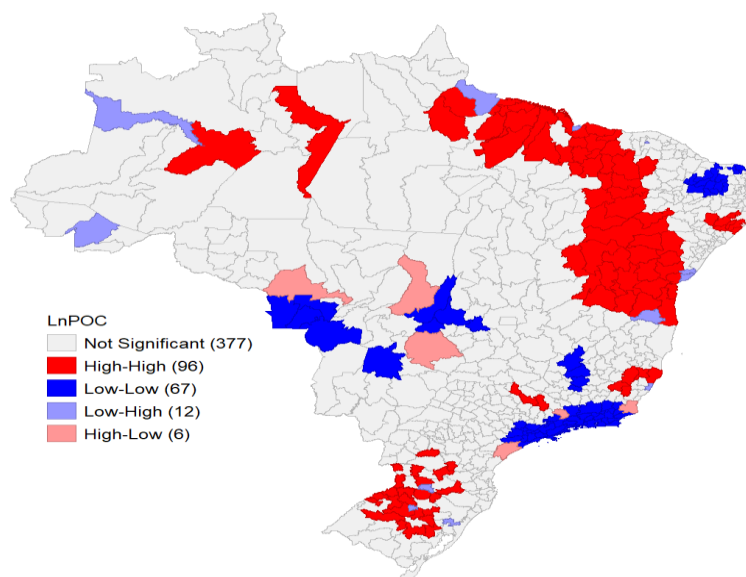
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A5 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



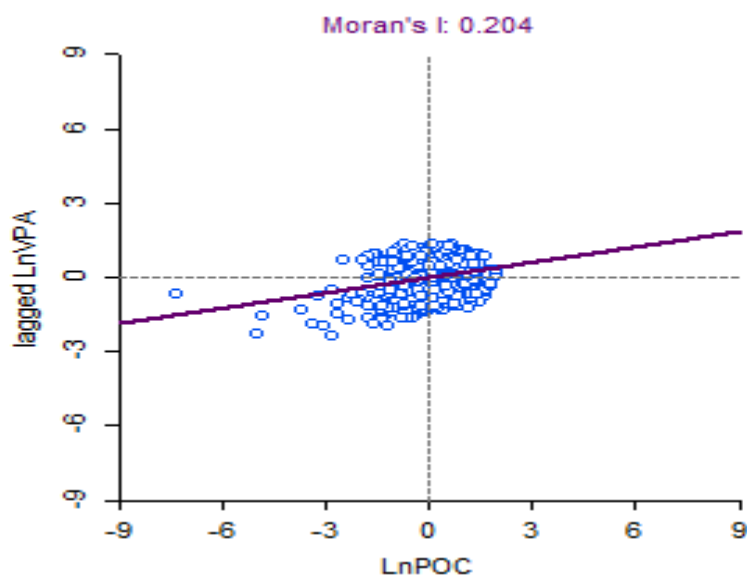
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A6 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para o pessoal ocupado na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras, 2017



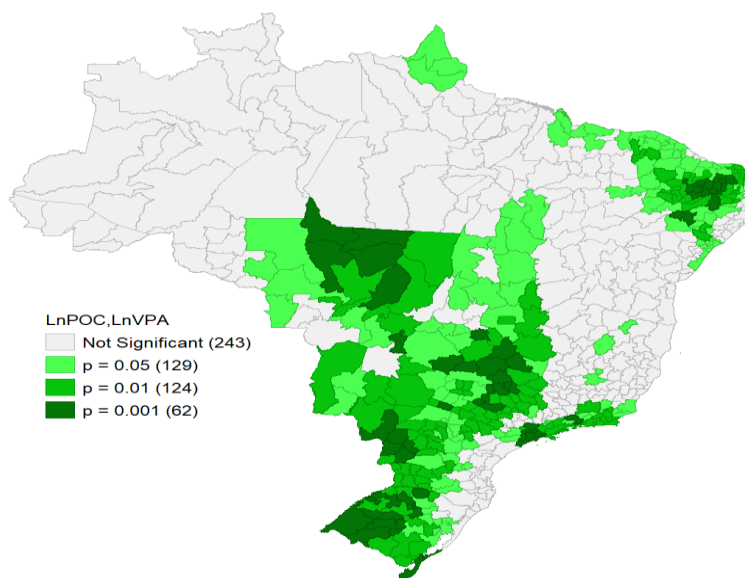
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A7 – Estatística I de Moran global para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017



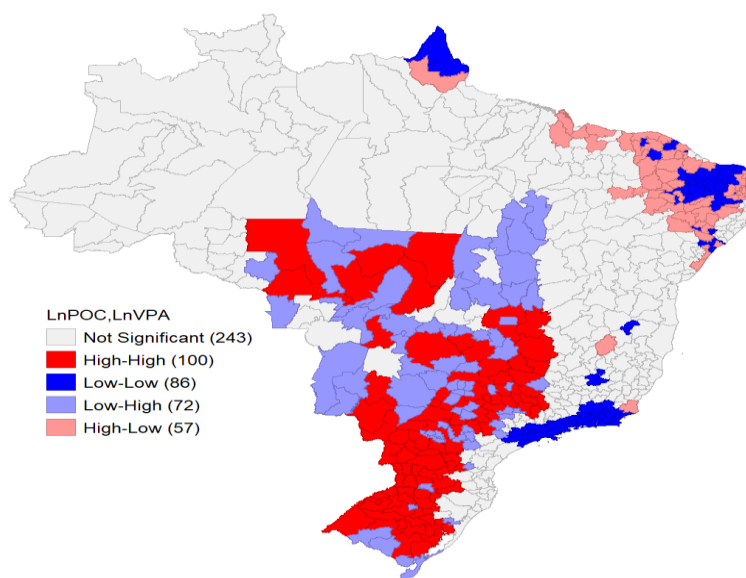
Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A8 – *Clusters* espaciais de Moran LISA por significância estatística da “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice A9 – *Clusters* espaciais de Moran LISA para a “Lei” de KV, entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola brasileira, 2017



Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Nos Apêndices B1 ao B5, foram ordenados os modelos por regressão simples por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e os modelos espaciais SAR; SEM e SAC por Máxima Verossimilhança (MV), e os Apêndices B6 e B7, apresentam as estatísticas de impacto diretos e indiretos, normal e robusto, para o modelo espacial SAC.

Apêndice B1 – Modelo de Regressão simples MQO, com *outliers*

. reset lpoc lvpa

* Ordinary Least Squares (OLS)

lpoc = lvpa

Sample Size	=	542		
Wald Test	=	98.9449	P-Value > Chi2(1)	= 0.0000
F-Test	=	98.9449	P-Value > F(1, 540)	= 0.0000
(Buse 1973) R2	=	0.1549	Raw Moments R2	= 0.9903
(Buse 1973) R2 Adj	=	0.1533	Raw Moments R2 Adj	= 0.9903
Root MSE (Sigma)	=	0.8986	Log Likelihood Function	= -710.1327

- R2h = 0.1549	R2h Adj = 0.1533	F-Test = 98.94	P-Value > F(1, 540) 0.0000
- R2v = 0.1549	R2v Adj = 0.1533	F-Test = 98.94	P-Value > F(1, 540) 0.0000

lprod	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]	
lvpa	0.2307817	0.0232009	9.95	0.000	0.1852066	0.2763567
_cons	6.28484	0.2801265	22.44	0.000	5.734569	6.835111

*** **RE**gression **S**pecification **E**rror **T**ests (RESET)

Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified

* Ramsey Specification ResetF Test

- Ramsey RESETF1 Test: $Y = X Yh2$ = 12.984 P-Value > F(1, 539) 0.0003
- Ramsey RESETF2 Test: $Y = X Yh2 Yh3$ = 11.249 P-Value > F(2, 538) 0.0000
- Ramsey RESETF3 Test: $Y = X Yh2 Yh3 Yh4$ = 7.815 P-Value > F(3, 537) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test

- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 13.106 P-Value > F(2, 538) 0.0000
- DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 8.505 P-Value > F(4, 536) 0.0000
- DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 6.358 P-Value > F(6, 534) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test

- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 16.643 P-Value > F(2, 538) 0.0000
- DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 9.628 P-Value > F(4, 536) 0.0000
- DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 6.848 P-Value > F(6, 534) 0.0000

- White Functional Form Test: $E2 = X X2$ = 22.281 P-Value > Chi2(1) 0.0000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice B2 – Modelo de Regressão simples por MQO, ajustado

. reset lpoc lvpa

* **Ordinary Least Squares (OLS)**

lpoc = lvpa

Sample Size	=	554		
Wald Test	=	162.6365	P-Value > Chi2(1)	= 0.0000
F-Test	=	162.6365	P-Value > F(1, 552)	= 0.0000
(Buse 1973) R2	=	0.2276	Raw Moments R2	= 0.9886
(Buse 1973) R2 Adj	=	0.2262	Raw Moments R2 Adj	= 0.9886
Root MSE (Sigma)	=	0.9651	Log Likelihood Function	= -765.4287

- R2h = 0.2276 R2h Adj = 0.2262 F-Test = 162.64 P-Value > F(1, 552) 0.0000
- R2v = 0.2276 R2v Adj = 0.2262 F-Test = 162.64 P-Value > F(1, 552) 0.0000

lprod	Coef.	Std. Err.	t	P > t	[95% Conf. Interval]	
-------	-------	-----------	---	--------	----------------------	--

lvpa	0.3009646	0.0235997	12.75	0.000	0.2546084	0.3473208
_cons	5.393025	0.2833317	19.03	0.000	4.836485	5.949566

=====
***** REgression S pecification E rror T ests (RESET)**
 =====

Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified

 * Ramsey Specification ResetF Test

- Ramsey RESETF1 Test: $Y = X Yh2$ = 52.293 P-Value > F(1, 551) 0.0000
 - Ramsey RESETF2 Test: $Y = X Yh2 Yh3$ = 38.830 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - Ramsey RESETF3 Test: $Y = X Yh2 Yh3 Yh4$ = 26.139 P-Value > F(3, 549) 0.0000

 * DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test

- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 40.352 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 21.770 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 14.976 P-Value > F(6, 546) 0.0000

 * DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test

- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 26.793 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 13.754 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 9.236 P-Value > F(6, 546) 0.0000

 - White Functional Form Test: $E2 = X X2$ = 45.364 P-Value > Chi2(1) 0.0000

. predict res
 (option xb assumed; fitted values)

. jrb6 res
 Jarque-Bera normality test: 9.485 Chi(2) 0.0087
 Jarque-Bera test for Ho: normality: (res)

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
-	554	-836.9573	-765.4287	2	1534.857	1543.492

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note.

. spatdiag, weights(ID7)
 Diagnostic tests for spatial dependence in OLS regression

Fitted model

 lpoc = lvpa

Weights matrix

Name: ID7
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: $0.0 < d \leq 7.0$
Row-standardized: Yes

Diagnostics

Test	Statistic	df	<i>p-value</i>
Spatial error:			
Moran's I	53.016	1	0.000
Lagrange multiplier	2361.096	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	2191.419	1	0.000
Spatial lag:			
Lagrange multiplier	386.243	1	0.000
Robust Lagrange multiplier	216.566	1	0.000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice B3 – Modelo de Autocorrelação Espacial (SAR) por Máxima Verossimilhança

. spautoreg lpoc lvpa, wmfile(ID7) model(sar) stand inv mfx(lin) test

=====
*** Standardized Weight Matrix: 554x554 (Normalized)

*** Inverse Standardized Weight Matrix (1/W)
=====

initial: log likelihood = -765.43052
rescale: log likelihood = -765.43052
rescale eq: log likelihood = -765.43052
Iteration 0: log likelihood = -765.43052
Iteration 1: log likelihood = -714.31545
Iteration 2: log likelihood = -709.89077
Iteration 3: log likelihood = -709.86806
Iteration 4: log likelihood = -709.86806
=====

* MLE Spatial Lag Normal Model (SAR)
=====

lpoc = lvpa

Sample Size	=	554		Cross Sections Number	=	
Wald Test	=	27.1235		P-Value > Chi2(1)	=	0.0000
F-Test	=	27.1235		P-Value > F(1, 553)	=	0.0000
(Buse 1973) R2	=	0.0468		Raw Moments R2	=	0.9860
(Buse 1973) R2 Adj	=	0.0468		Raw Moments R2 Adj	=	0.9860
Root MSE (Sigma)	=	1.0712		Log Likelihood Function	=	-709.8681

- R2h= 0.1310 R2h Adj= 0.1310 F-Test = 83.24 P-Value > F(1, 553) 0.0000

- R2v= 0.4250 R2v Adj= 0.4250 F-Test = 407.93 P-Value > F(1 , 553) 0.0000

lproc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lproc						
lvpa	0.2799192	0.021209	13.20	0.000	0.2383503	0.3214881
cons	2.405513	0.3668156	6.56	0.000	1.686568	3.124459
/Rho	0.0068229	0.0006052	11.27	0.000	0.0056367	0.008009
/Sigma	0.8639973	0.0259957	33.24	0.000	0.8130467	0.9149478

LR Test SAR vs. OLS (Rho=0): 127.1046 P-Value > Chi2(1) 0.0000

Acceptable Range for Rho: -0.0357 < Rho < 0.0187

=====
*** Model Selection Diagnostic Criteria - Model= (sar)**
 =====

- Log Likelihood Function	LLF	=	-709.8681
- Akaike Information Criterion	(1974) AIC	=	1.1536
- Akaike Information Criterion	(1973) Log AIC	=	0.1429
- Schwarz Criterion	(1978) SC	=	1.1717
- Schwarz Criterion	(1978) Log SC	=	0.1585
- Amemiya Prediction Criterion	(1969) FPE	=	1.1515
- Hannan-Quinn Criterion	(1979) HQ	=	1.1606
- Rice Criterion	(1984) Rice	=	1.1536
- Shibata Criterion	(1981) Shibata	=	1.1536
- Craven-Wahba Generalized Cross Validation (1979) GCV		=	1.1536

=====
***** Spatial Autocorrelation Tests - Model= (sar)**
 =====

Ho: Error has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Error has Spatial AutoCorrelation

- GLOBAL Moran MI	=	0.6311	P-Value > Z(27.566)	0.0000
- GLOBAL Geary GC	=	0.3730	P-Value > Z(-26.178)	0.0000
- GLOBAL Getis-Ords GO	=	-0.6311	P-Value > Z(-25.196)	0.0000
- Moran MI Error Test	=	27.7164	P-Value > Z(1207.224)	0.0000
- LM Error (Burrige)	=	742.8566	P-Value > Chi2(1)	0.0000
- LM Error (Robust)	=	572.1375	P-Value > Chi2(1)	0.0000

Ho: Spatial Lagged Dependent Variable has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Spatial Lagged Dependent Variable has Spatial AutoCorrelation

- LM Lag (Anselin)	=	401.3094	P-Value > Chi2(1)	0.0000
--------------------	---	----------	-------------------	--------

- LM Lag (Robust) = 230.5903 P-Value > Chi2(1) 0.0000

Ho: No General Spatial AutoCorrelation

Ha: General Spatial AutoCorrelation

- LM SAC (LMErr+LMLag_R) = 973.4470 P-Value > Chi2(2) 0.0000

- LM SAC (LMLag+LMErr_R) = 973.4470 P-Value > Chi2(2) 0.0000

=====

*** Heteroscedasticity Tests - Model= (sar)**

=====

Ho: Homoscedasticity - Ha: Heteroscedasticity

- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh = 0.4485 P-Value > Chi2(1) 0.5030

- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh2 = 2.7955 P-Value > Chi2(1) 0.0945

- Hall-Pagan LM Test: E2 = LYh2 = 0.0286 P-Value > Chi2(1) 0.8657

- Harvey LM Test: LogE2 = X = 11.9947 P-Value > Chi2(2) 0.0025

- Wald LM Test: LogE2 = X = 29.5957 P-Value > Chi2(1) 0.0000

- Glejser LM Test: |E| = X = 15.9954 P-Value > Chi2(2) 0.0003

- Machado-Santos-Silva Test: Ev=Yh Yh2 = 52.7277 P-Value > Chi2(2) 0.0000

- Machado-Santos-Silva Test: Ev=X = 18.5380 P-Value > Chi2(1) 0.0000

- White Test -Koenker(R2): E2 = X = 10.4788 P-Value > Chi2(1) 0.0012

- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X = 10.6537 P-Value > Chi2(1) 0.0011

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2 = 10.9351 P-Value > Chi2(2) 0.0042

- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2 = 11.1176 P-Value > Chi2(2) 0.0039

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2 XX = 10.9351 P-Value > Chi2(2) 0.0042

- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2 XX = 11.1176 P-Value > Chi2(2) 0.0039

- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = Yh = 0.4560 P-Value > Chi2(1) 0.4995

- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = X = 10.6537 P-Value > Chi2(1) 0.0011

*** Single Variable Tests (E2/Sig2):

- Cook-Weisberg LM Test: lypa = 10.6537 P-Value > Chi2(1) 0.0011

*** Single Variable Tests:

- King LM Test: lypa = 8.1299 P-Value > Chi2(1) 0.0044

=====

*** Non Normality Tests - Model= (sar)**

=====

Ho: Normality - Ha: Non Normality

*** Non Normality Tests:

- Jarque-Bera LM Test	= 2.8833	P-Value > Chi2(2) 0.2365
- White IM Test	= 4.2193	P-Value > Chi2(2) 0.1213
- Doornik-Hansen LM Test	= 2.8904	P-Value > Chi2(2) 0.2357
- Geary LM Test	= -11.0034	P-Value > Chi2(2) 0.0041
- Anderson-Darling Z Test	= 1.0887	P > Z(2.439) 0.9926
- D'Agostino-Pearson LM Test	= 2.9886	P-Value > Chi2(2) 0.2244

*** Skewness Tests:

- Srivastava LM Skewness Test	= 2.8566	P-Value > Chi2(1) 0.0910
- Small LM Skewness Test	= 2.8895	P-Value > Chi2(1) 0.0892
- Skewness Z Test	= -1.6998	P-Value > Chi2(1) 0.0892

*** Kurtosis Tests:

- Srivastava Z Kurtosis Test	= 0.1634	P-Value > Z(0,1) 0.8702
- Small LM Kurtosis Test	= 0.0992	P-Value > Chi2(1) 0.7528
- Kurtosis Z Test	= 0.3149	P-Value > Chi2(1) 0.7528

Skewness Coefficient	= -0.1759	- Standard Deviation = 0.1038
Kurtosis Coefficient	= 3.0340	- Standard Deviation = 0.2072

Runs Test: (148) Runs - (259) Positives - (295) Negatives
Standard Deviation Runs Sig(k) = 11.7082, Mean Runs E(k) = 276.8303
95% Conf. Interval [E(k)+/- 1.96* Sig(k)] = (253.8822, 299.7784)

*** Tobit Heteroscedasticity LM Tests Model= (sar)

Separate LM Tests - Ho: Homoscedasticity

- LM Test: lvpα	= 34.4056	P-Value > Chi2(1) 0.0000
-----------------	-----------	--------------------------

Joint LM Test - Ho: Homoscedasticity

- LM Test	= 34.4056	P-Value > Chi2(1) 0.0000
-----------	-----------	--------------------------

*** Tobit Non Normality LM Tests - Model= (sar)

LM Test - Ho: No Skewness

- LM Test	= 5.9536	P-Value > Chi2(1) 0.0147
-----------	----------	--------------------------

LM test - Ho: No Kurtosis

- LM Test	= 1.4041	P-Value > Chi2(1) 0.2360
-----------	----------	--------------------------

LM Test - Ho: Normality (No Kurtosis, No Skewness)

- Pagan-Vella LM Test	= 16.5862	P-Value > Chi2(2) 0.0003
- Chesher-Irish LM Test	= 7.8990	P-Value > Chi2(2) 0.0193

*** REgression Specification Error Tests (RESET) - Model= (sar)

Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified

* Ramsey Specification ResetF Test

- Ramsey RESETF1 Test: $Y = X Yh2$ = 145.501 P-Value > F(1, 551) 0.0000
 - Ramsey RESETF2 Test: $Y = X Yh2 Yh3$ = 73.316 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - Ramsey RESETF3 Test: $Y = X Yh2 Yh3 Yh4$ = 68.584 P-Value > F(3, 549) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test

- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 36.787 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 30.868 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 22.034 P-Value > F(6, 546) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test

- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 15.153 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 8.121 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 5.704 P-Value > F(6, 546) 0.0000

- White Functional Form Test: $E2 = X X2$ = 10.935 P-Value > Chi2(1) 0.0042

* Beta, Total, Direct, and InDirect (Model= sar): Linear: Marginal Effect *

Variable	Beta(B)	Total	Direct	InDirect	Mean
lprod					
lvpa	0.2799	0.2749	0.1790	0.0959	11.8793

* Beta, Total, Direct, and InDirect (Model= sar): Linear: Elasticity *

Variable	Beta(ES)	Total	Direct	InDirect	Mean
lvpa	0.3708	0.3641	0.2371	0.1270	11.8793

Mean of Dependent Variable = 8.9683

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice B4 – Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SEM) por Máxima Verossimilhança

. spautoreg lpoc lvpa, wmfile(ID7) model(sem) stand inv mfx(lin) test

*** Standardized Weight Matrix: 554x554 (Normalized)

*** Inverse Standardized Weight Matrix (1/W)

initial: log likelihood = -765.43052
 rescale: log likelihood = -765.43052
 rescale eq: log likelihood = -765.43052
 Iteration 0: log likelihood = -765.43052

Iteration 1: log likelihood = -721.0429 (not concave)
 Iteration 2: log likelihood = -631.35505 (not concave)
 Iteration 3: log likelihood = -623.16168 (not concave)
 Iteration 4: log likelihood = -615.66845
 Iteration 5: log likelihood = -585.32484 (not concave)
 Iteration 6: log likelihood = -545.63036 (not concave)
 Iteration 7: log likelihood = -541.0326
 Iteration 8: log likelihood = -517.80925
 Iteration 9: log likelihood = -500.40004
 Iteration 10: log likelihood = -498.82467
 Iteration 11: log likelihood = -498.74983
 Iteration 12: log likelihood = -498.74969
 Iteration 13: log likelihood = -498.74969

=====

*** MLE Spatial Error Normal Model (SEM)**

=====

lpoc = lvpa

Sample Size	=	554		Cross Sections Number	=	
Wald Test	=	162.6365		P-Value > Chi2(1)	=	0.0000
F-Test	=	162.6365		P-Value > F(1 , 553)	=	0.0000
(Buse 1973) R2	=	0.2276		Raw Moments R2	=	0.9723
(Buse 1973) R2 Adj	=	0.2276		Raw Moments R2 Adj	=	0.9723
Root MSE (Sigma)	=	1.5046		Log Likelihood Function	=	-498.7497

- R2h= 0.2276 R2h Adj= 0.2276 F-Test = 162.64 P-Value > F(1 , 553) 0.0000

lpoc	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpoc						
lvpa	0.6652397	0.0166215	40.02	0.000	0.6326622	0.6978173
_cons	0.1007209	0.0416831	2.42	0.016	0.0190236	0.1824182
/Lambda	0.0167971	0.0003546	47.36	0.000	0.016102	0.0174921
/Sigma	0.5482502	0.016832	32.57	0.000	0.5152602	0.5812403

LR Test SEM vs. OLS (Lambda=0):2243.4123 P-Value > Chi2(1) 0.0000

Acceptable Range for Lambda: -0.0357 < Lambda < 0.0187

=====

*** Model Selection Diagnostic Criteria - Model= (sem)**

=====

- Log Likelihood Function	LLF	=	-498.7497
- Akaike Information Criterion	(1974) AIC	=	2.2762
- Akaike Information Criterion	(1973) Log AIC	=	0.8225
- Schwarz Criterion	(1978) SC	=	2.3120
- Schwarz Criterion	(1978) Log SC	=	0.8381

- Amemiya Prediction Criterion	(1969) FPE	=	2.2721
- Hannan-Quinn Criterion	(1979) HQ	=	2.2901
- Rice Criterion	(1984) Rice	=	2.2763
- Shibata Criterion	(1981) Shibata	=	2.2762
- Craven-Wahba Generalized Cross Validation (1979) GCV		=	2.2763

*** Spatial Autocorrelation Tests - Model= (sem)

Ho: Error has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Error has Spatial AutoCorrelation

- GLOBAL Moran MI	= 0.8043	P-Value > Z(35.078)	0.0000
- GLOBAL Geary GC	= 0.1922	P-Value > Z(-34.376)	0.0000
- GLOBAL Getis-Ords GO	= -0.8043	P-Value > Z(-1.3e+04)	0.0000

- Moran MI Error Test	= 39.0559	P-Value > Z(1699.645)	0.0000
-----------------------	-----------	-----------------------	--------

- LM Error (Burrige)	= 1479.2232	P-Value > Chi2(1)	0.0000
- LM Error (Robust)	= 2.32e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000

Ho: Spatial Lagged Dependent Variable has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Spatial Lagged Dependent Variable has Spatial AutoCorrelation

- LM Lag (Anselin)	= 2.08e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000
- LM Lag (Robust)	= 4.25e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000

Ho: No General Spatial AutoCorrelation

Ha: General Spatial AutoCorrelation

- LM SAC (LMErr+LMLag_R)	= 4.40e+04	P-Value > Chi2(2)	0.0000
- LM SAC (LMLag+LMErr_R)	= 4.40e+04	P-Value > Chi2(2)	0.0000

* Heteroscedasticity Tests - Model= (sem)

Ho: Homoscedasticity - Ha: Heteroscedasticity

- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh	= 0.1865	P-Value > Chi2(1)	0.6659
- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh2	= 0.3542	P-Value > Chi2(1)	0.5518
- Hall-Pagan LM Test: E2 = LYh2	= 0.0958	P-Value > Chi2(1)	0.7569

- Harvey LM Test: LogE2 = X	= 0.0296	P-Value > Chi2(2)	0.9853
- Wald LM Test: LogE2 = X	= 0.0731	P-Value > Chi2(1)	0.7869
- Glejser LM Test: E = X	= 0.0638	P-Value > Chi2(2)	0.9686

- Machado-Santos-Silva Test: Ev=Yh Yh2	= 5.8258	P-Value > Chi2(2)	0.0543
- Machado-Santos-Silva Test: Ev=X	= 0.0233	P-Value > Chi2(1)	0.8786

- White Test -Koenker(R2): E2 = X	= 0.1865	P-Value > Chi2(1) 0.6659
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X	= 0.0352	P-Value > Chi2(1) 0.8511

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2	= 3.7421	P-Value > Chi2(2) 0.1540
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2	= 0.7072	P-Value > Chi2(2) 0.7022

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2 XX	= 3.7421	P-Value > Chi2(2) 0.1540
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2 XX	= 0.7072	P-Value > Chi2(2) 0.7022

- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = Yh	= 0.0352	P-Value > Chi2(1) 0.8511
- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = X	= 0.0352	P-Value > Chi2(1) 0.8511

*** Single Variable Tests (E2/Sig2):

- Cook-Weisberg LM Test: lvpa	= 0.0352	P-Value > Chi2(1) 0.8511
-------------------------------	----------	--------------------------

*** Single Variable Tests:

- King LM Test: lvpa	= 0.0025	P-Value > Chi2(1) 0.9598
----------------------	----------	--------------------------

* Non Normality Tests - Model= (sem)

Ho: Normality - Ha: Non Normality

*** Non Normality Tests:

- Jarque-Bera LM Test	= 19.3976	P-Value > Chi2(2) 0.0001
- White IM Test	= 22.6339	P-Value > Chi2(2) 0.0000
- Doornik-Hansen LM Test	= 27.9522	P-Value > Chi2(2) 0.0000
- Geary LM Test	= -16.1558	P-Value > Chi2(2) 0.0003
- Anderson-Darling Z Test	= 3.0625	P > Z(5.089) 1.0000
- D'Agostino-Pearson LM Test	= 71.7664	P-Value > Chi2(2) 0.0000

*** Skewness Tests:

- Srivastava LM Skewness Test	= 0.4210	P-Value > Chi2(1) 0.5165
- Small LM Skewness Test	= 0.4311	P-Value > Chi2(1) 0.5114
- Skewness Z Test	= 0.6566	P-Value > Chi2(1) 0.5114

*** Kurtosis Tests:

- Srivastava Z Kurtosis Test	= -4.3562	P-Value > Z(0,1) 0.0000
- Small LM Kurtosis Test	= 71.3353	P-Value > Chi2(1) 0.0000
- Kurtosis Z Test	= -8.4460	P-Value > Chi2(1) 0.0000

Skewness Coefficient	= 0.0675	- Standard Deviation = 0.1038
Kurtosis Coefficient	= 2.0933	- Standard Deviation = 0.2072

Runs Test: (88) Runs - (271) Positives - (283) Negatives

Standard Deviation Runs Sig(k) = 11.7524, Mean Runs E(k) = 277.8700

95% Conf. Interval [E(k)+/- 1.96* Sig(k)] = (254.8353, 300.9048)

***** Tobit Heteroscedasticity LM Tests Model= (sem)**

Separate LM Tests - Ho: Homoscedasticity
 - LM Test: lvp_a = 34.4056 P-Value > Chi2(1) 0.0000

Joint LM Test - Ho: Homoscedasticity
 - LM Test = 34.4056 P-Value > Chi2(1) 0.0000

***** Tobit Non Normality LM Tests - Model= (sem)**

LM Test - Ho: No Skewness
 - LM Test = 5.9536 P-Value > Chi2(1) 0.0147

LM test - Ho: No Kurtosis
 - LM Test = 1.4041 P-Value > Chi2(1) 0.2360

LM Test - Ho: Normality (No Kurtosis, No Skewness)
 - Pagan-Vella LM Test = 16.5862 P-Value > Chi2(2) 0.0003
 - Chesher-Irish LM Test = 7.8990 P-Value > Chi2(2) 0.0193

***** REgression Specification Error Tests (RESET) - Model= (sem)**

Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified

*** Ramsey Specification ResetF Test**

- Ramsey RESETF1 Test: $Y = X Y_h2$ = 52.293 P-Value > F(1, 551) 0.0000
 - Ramsey RESETF2 Test: $Y = X Y_h2 Y_h3$ = 38.831 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - Ramsey RESETF3 Test: $Y = X Y_h2 Y_h3 Y_h4$ = 26.136 P-Value > F(3, 549) 0.0000

*** DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test**

- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 40.352 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 21.770 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 14.976 P-Value > F(6, 546) 0.0000

*** DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test**

- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 10.055 P-Value > F(2, 550) 0.0001
 - DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 8.059 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 5.659 P-Value > F(6, 546) 0.0000

- White Functional Form Test: $E2 = X X2$ = 3.742 P-Value > Chi2(1) 0.1540

* Marginal Effect - Elasticity (Model= sem): **Linear** *

Variable	Marginal_Effect(B)	Elasticity(Es)	Mean
prod			

vpa	0.6652	0.8812	11.8793
-----	--------	--------	---------

Mean of Dependent Variable = 8.9683

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice B5 – Modelo de Erro Autorregressivo Espacial (SAC) por Máxima Verossimilhança

```
. spautoreg lpoc lvpa, wmfile(ID7) model(sac) stand inv mfx(lin) test
```

```
*** Standardized Weight Matrix: 554x554 (Normalized)
```

```
*** Inverse Standardized Weight Matrix (1/W)
```

```
=====
initial:      log likelihood = -765.43052
rescale:      log likelihood = -765.43052
rescale eq:   log likelihood = -765.43052
Iteration 0:  log likelihood = -765.43052   (not concave)
Iteration 1:  log likelihood = -749.92957   (not concave)
Iteration 2:  log likelihood = -737.90137   (not concave)
Iteration 3:  log likelihood = -732.23314   (not concave)
Iteration 4:  log likelihood = -725.42022   (not concave)
Iteration 5:  log likelihood = -717.48925   (not concave)
Iteration 6:  log likelihood = -713.81774   (not concave)
Iteration 7:  log likelihood = -708.5517    (not concave)
Iteration 8:  log likelihood = -703.39938   (not concave)
Iteration 9:  log likelihood = -692.71912   (not concave)
Iteration 10: log likelihood = -687.84066   (not concave)
Iteration 11: log likelihood = -581.43826   (not concave)
Iteration 12: log likelihood = -548.63616   (not concave)
Iteration 13: log likelihood = -524.42184   (not concave)
Iteration 14: log likelihood = -518.06052   (not concave)
Iteration 15: log likelihood = -514.74985
Iteration 16: log likelihood = -501.76012
Iteration 17: log likelihood = -500.30751
Iteration 18: log likelihood = -498.07686
Iteration 19: log likelihood = -496.55914
Iteration 20: log likelihood = -496.40927
Iteration 21: log likelihood = -496.40897
Iteration 22: log likelihood = -496.40897
=====
```

```
=====
* MLE Spatial AutoCorrelation Normal Model (SAC)
=====
```

```
lpoc = lvpa
```

```
-----
Sample Size      =      554 | Cross Sections Number =
Wald Test        = 176.6742 | P-Value > Chi2(1)     =      0.0000
F-Test           = 176.6742 | P-Value > F(1 , 553)  =      0.0000
```


(Buse 1973) R2 = 0.2425 | Raw Moments R2 = 0.9497
 (Buse 1973) R2 Adj = 0.2425 | Raw Moments R2 Adj = 0.9497
 Root MSE (Sigma) = 2.0279 | Log Likelihood Function = -496.4090

- R2h= 0.2425 R2h Adj= 0.2425 F-Test = 176.67 P-Value > F(1 , 553) 0.0000
 - R2v= 0.9708 R2v Adj= 0.9708 F-Test =18361.68 P-Value > F(1 , 553) 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lpoc						
lvpa	0.6585212	0.0169015	38.96	0.000	0.6253949	0.6916475
_cons	0.2168826	0.0764109	2.84	0.005	0.0671201	0.3666452
/Rho	-0.0020215	0.0009325	-2.17	0.030	-0.0038491	-0.0001938
/Lambda	0.0168517	0.000343	49.13	0.000	0.0161794	0.017524
/Sigma	0.5450519	0.0167296	32.58	0.000	0.5122624	0.5778414

LR Test (Rho=0): 4.6995 P-Value > Chi2(1) 0.0302
 LR Test (Lambda=0): 2413.3696 P-Value > Chi2(1) 0.0000
 LR Test SAC vs. OLS (Rho+Lambda=0): 2413.5696 P-Value > Chi2(2) 0.0000
 Acceptable Range for Rho: -0.0357 < Rho < 0.0187

* Model Selection Diagnostic Criteria - Model= (sac)

- Log Likelihood Function LLF = -496.4090

- Akaike Information Criterion (1974) AIC = 4.1347
 - Akaike Information Criterion (1973) Log AIC = 1.4194

- Schwarz Criterion (1978) SC = 4.1996
 - Schwarz Criterion (1978) Log SC = 1.4350

- Amemiya Prediction Criterion (1969) FPE = 4.1272
 - Hannan-Quinn Criterion (1979) HQ = 4.1599
 - Rice Criterion (1984) Rice = 4.1348
 - Shibata Criterion (1981) Shibata = 4.1346
 - Craven-Wahba Generalized Cross Validation (1979) GCV = 4.1347

*** Spatial Aautocorrelation Tests - Model= (sac)

Ho: Error has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Error has Spatial AutoCorrelation

- GLOBAL Moran MI = 0.7850 P-Value > Z(34.242) 0.0000
 - GLOBAL Geary GC = 0.2121 P-Value > Z(-33.505) 0.0000
 - GLOBAL Getis-Ords GO = -0.7850 P-Value > Z(-3.8e+04) 0.0000

- Moran MI Error Test = 41.3583 P-Value > Z(1799.896) 0.0000

- LM Error (Burrige)	=1659.4070	P-Value > Chi2(1)	0.0000
- LM Error (Robust)	= 4.73e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000

Ho: Spatial Lagged Dependent Variable has No Spatial AutoCorrelation

Ha: Spatial Lagged Dependent Variable has Spatial AutoCorrelation

- LM Lag (Anselin)	= 2.21e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000
- LM Lag (Robust)	= 6.77e+04	P-Value > Chi2(1)	0.0000

Ho: No General Spatial AutoCorrelation

Ha: General Spatial AutoCorrelation

- LM SAC (LMErr+LMLag_R)	= 6.94e+04	P-Value > Chi2(2)	0.0000
- LM SAC (LMLag+LMErr_R)	= 6.94e+04	P-Value > Chi2(2)	0.0000

*** Heteroscedasticity Tests - Model= (sac)**

Ho: Homoscedasticity - Ha: Heteroscedasticity

- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh	= 0.0180	P-Value > Chi2(1)	0.8933
- Hall-Pagan LM Test: E2 = Yh2	= 0.0016	P-Value > Chi2(1)	0.9677
- Hall-Pagan LM Test: E2 = LYh2	= 0.0699	P-Value > Chi2(1)	0.7915

- Harvey LM Test: LogE2 = X	= 0.7033	P-Value > Chi2(2)	0.7035
- Wald LM Test: LogE2 = X	= 1.7353	P-Value > Chi2(1)	0.1877
- Glejser LM Test: E = X	= 0.0480	P-Value > Chi2(2)	0.9763

- Machado-Santos-Silva Test: Ev=Yh Yh2	= 6.2926	P-Value > Chi2(2)	0.0430
- Machado-Santos-Silva Test: Ev=X	= 0.4809	P-Value > Chi2(1)	0.4880

- White Test -Koenker(R2): E2 = X	= 0.0340	P-Value > Chi2(1)	0.8537
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X	= 0.0016	P-Value > Chi2(1)	0.9676

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2	= 3.1201	P-Value > Chi2(2)	0.2101
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2	= 0.1511	P-Value > Chi2(2)	0.9272

- White Test -Koenker(R2): E2 = X X2 XX	= 3.1201	P-Value > Chi2(2)	0.2101
- White Test -B-P-G (SSR): E2 = X X2 XX	= 0.1511	P-Value > Chi2(2)	0.9272

- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = Yh	= 0.0009	P-Value > Chi2(1)	0.9765
- Cook-Weisberg LM Test E2/Sig2 = X	= 0.0016	P-Value > Chi2(1)	0.9676

*** Single Variable Tests (E2/Sig2):

- Cook-Weisberg LM Test: lvpa	= 0.0016	P-Value > Chi2(1)	0.9676
-------------------------------	----------	-------------------	--------

*** Single Variable Tests:

- King LM Test: lvpa	= 0.2359	P-Value > Chi2(1)	0.6272
----------------------	----------	-------------------	--------

*** Non Normality Tests - Model= (sac)**

Ho: Normality - Ha: Non Normality

***** Non Normality Tests:**

- Jarque-Bera LM Test	= 17.9794	P-Value > Chi2(2) 0.0001
- White IM Test	= 21.0927	P-Value > Chi2(2) 0.0000
- Doornik-Hansen LM Test	= 25.4268	P-Value > Chi2(2) 0.0000
- Geary LM Test	= -16.1584	P-Value > Chi2(2) 0.0003
- Anderson-Darling Z Test	= 2.6111	P > Z(4.618) 1.0000
- D'Agostino-Pearson LM Test	= 60.7008	P-Value > Chi2(2) 0.0000

***** Skewness Tests:**

- Srivastava LM Skewness Test	= 0.4850	P-Value > Chi2(1) 0.4862
- Small LM Skewness Test	= 0.4966	P-Value > Chi2(1) 0.4810
- Skewness Z Test	= 0.7047	P-Value > Chi2(1) 0.4810

***** Kurtosis Tests:**

- Srivastava Z Kurtosis Test	= -4.1826	P-Value > Z(0,1) 0.0000
- Small LM Kurtosis Test	= 60.2042	P-Value > Chi2(1) 0.0000
- Kurtosis Z Test	= -7.7591	P-Value > Chi2(1) 0.0000

Skewness Coefficient	= 0.0725	- Standard Deviation = 0.1038
Kurtosis Coefficient	= 2.1294	- Standard Deviation = 0.2072

Runs Test: (88) Runs - (274) Positives - (280) Negatives
Standard Deviation Runs Sig(k) = 11.7566, Mean Runs E(k) = 277.9675
95% Conf. Interval [E(k)+/- 1.96* Sig(k)] = (254.9246, 301.0104)

***** Tobit Heteroscedasticity LM Tests Model= (sac)**

Separate LM Tests - Ho: Homoscedasticity

- LM Test: lvpa	= 34.4056	P-Value > Chi2(1) 0.0000
-----------------	-----------	--------------------------

Joint LM Test - Ho: Homoscedasticity

- LM Test	= 34.4056	P-Value > Chi2(1) 0.0000
-----------	-----------	--------------------------

***** Tobit Non Normality LM Tests - Model= (sac)**

LM Test - Ho: No Skewness

- LM Test	= 5.9536	P-Value > Chi2(1) 0.0147
-----------	----------	--------------------------

LM test - Ho: No Kurtosis

- LM Test	= 1.4041	P-Value > Chi2(1) 0.2360
-----------	----------	--------------------------

LM Test - Ho: Normality (No Kurtosis, No Skewness)

- Pagan-Vella LM Test = 16.5862 P-Value > Chi2(2) 0.0003
 - Chesher-Irish LM Test = 7.8990 P-Value > Chi2(2) 0.0193

*** **RE**gression **S**pecification **E**rror **T**ests (RESET) - Model= (sac)

Ho: Model is Specified - Ha: Model is Misspecified

* Ramsey Specification ResetF Test

- Ramsey RESETF1 Test: $Y = X Yh2$ = -8.829 P-Value > F(1, 551) 1.0000
 - Ramsey RESETF2 Test: $Y = X Yh2 Yh3$ = 25.853 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - Ramsey RESETF3 Test: $Y = X Yh2 Yh3 Yh4$ = 29.225 P-Value > F(3, 549) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetL Test

- DeBenedictis-Giles ResetL1 Test = 29.889 P-Value > F(2, 550) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL2 Test = 18.209 P-Value > F(4, 548) 0.0000
 - DeBenedictis-Giles ResetL3 Test = 12.513 P-Value > F(6, 546) 0.0000

* DeBenedictis-Giles Specification ResetS Test

- DeBenedictis-Giles ResetS1 Test = 4.308 P-Value > F(2, 550) 0.0139
 - DeBenedictis-Giles ResetS2 Test = 2.460 P-Value > F(4, 548) 0.0444
 - DeBenedictis-Giles ResetS3 Test = 1.680 P-Value > F(6, 546) 0.1236

- White Functional Form Test: $E2 = X X2$ = 3.120 P-Value > Chi2(1) 0.2101

* Beta, Total, Direct, and InDirect (Model= sac): **Linear: Marginal Effect** *

Variable	Beta(B)	Total	Direct	InDirect	Mean
prod vpa	0.6585	0.6577	0.7289	-0.0712	11.8793

* Beta, Total, Direct, and InDirect (Model= sac): **Linear: Elasticity** *

Variable	Beta(Es)	Total	Direct	InDirect	Mean
vpa	0.8723	0.8712	0.9655	-0.0943	11.8793

Mean of Dependent Variable = 8.9683

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa

Apêndice B6 – Efeitos marginais diretos e indiretos para o modelo espacial SAC por máxima verossimilhança

. sprepress lpoc lvpa, ml dvarlag(ID7) errorlag(ID7)

direct							
lvpa	0.5121267	0.0260974	19.62	0.000	0.4609768	0.5632767	
indirect							
lvpa	8.507968	6.313135	1.35	0.178	-3.86555	20.88149	
total							
lvpa	9.020095	6.324441	1.43	0.154	-3.375581	21.41577	

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da pesquisa