

A “Lei” de Kaldor-Verdoorn para a agricultura brasileira: uma investigação pelos modelos de dependências espaciais para 2017

The Kaldor-Verdoorn “Law” for Brazilian agriculture: an investigation of spatial dependency models for 2017

Fábio Roberto de Souza

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM/RS
Mestrando em Economia e Desenvolvimento (PPGE&D)
E-mail: fabio.souza@acad.ufsm.br

Daniel Arruda Coronel

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM/RS
Prof. Dr. do Departamento de Economia e Relações Internacionais
E-mail: daniel.coronel@uol.com.br

Claiton Ataídes de Freitas

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM/RS
Prof. Dr. do Departamento de Economia e Relações Internacionais
E-mail: lcv589@gmail.com

Grupo de Trabalho (GT): GT01. Mercados agrícolas e comércio exterior

Resumo

O objetivo deste estudo é usar a “Lei” de Kaldor-Verdoorn para analisar o desempenho da produtividade do trabalho na agricultura brasileira em 2017. Para isso, foram utilizados os modelos econométricos de dependência espacial, como o modelo de defasagem espacial SAR, o de erro autorregressivo espacial SEM e o de erro autorregressivo espacial SAC. Os resultados apontaram que o modelo SAC se mostrou o mais adequado para o estudo, evidenciando expressiva robustez na performance da produtividade do trabalho para a agricultura no Brasil em 2017, apontando uma relação positiva entre a produtividade do trabalho e a produção, conforme estabelecida por essa “Lei”. Nesse sentido, demonstra-se que a segunda “Lei” de Kaldor, ao ser expandida a outros setores, como no caso da agricultura brasileira, também tende a contribuir com o debate sobre a produtividade, uma vez que essa relação é válida para outros setores que não o industrial.

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

Abstract

The present study used the Kaldor-Verdoorn “Law” to analyze the performance of labor productivity in Brazilian agriculture in 2017. For this, econometric models of spatial dependence were used the spatial lag model SAR, SEM spatial autoregressive error model and SAC spatial autoregressive error model. Results showed that the SAC proved to be the most suitable for the study, showing expressive robustness in the performance of labor productivity for agriculture in Brazil, in 2017, pointing to a positive relationship between labor productivity and production, as established by this “Law”. In this sense, demonstrating that Kaldor's second “Law”, when expanded to other sectors, in this case Brazilian agriculture, tends to contribute to the debate on productivity, since this relationship is valid for sectors other than the industrial one.

Key words: Agriculture, Kaldor-Verdoorn’s law, Microregions, Space models.

1. Introdução

Com intuito de contribuir para uma maior compreensão da relação entre a produtividade do trabalho e a produção, contribuições teóricas referentes a essa abordagem ganharam maior visibilidade em estudos econômicos, especialmente no ramo industrial, como no caso das proposições de Verdoorn (1949, 1951), as quais tiveram papel fundamental na condução dos estudos realizados por Kaldor (1957, 1975).



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, a 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, tornando-o assim 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, a 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). Em se tratando da agricultura, a produtividade é associada à elevação do nível de eficiência na produção e na redução dos custos dos alimentos (GASQUES et al., 2012). Nesse contexto, os ganhos de produtividade agrícola são 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).

Nessa perspectiva, 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” de Kaldor-Verdoorn (LKV), sustentava que, no setor manufatureiro, o crescimento da produtividade do trabalho se relacionava de forma positiva com a produção (ALEXIOU; TSALIKI, 2010). A compreensão de 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).

Nesse sentido, a LKV 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 deste estudo foi apoiada na importância que a agricultura tem apresentado para a economia brasileira como um todo, tanto em termos referentes à 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 das exportações agropecuárias. Ainda nessa perspectiva, o MAPA (2018) aponta que tais resultados destacam esse setor relativamente aos outros setores econômicos, assim atuando com relevância no desempenho da economia nacional.

Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017), em 2017, as contas nacionais apontaram que o PIB brasileiro obteve um incremento de 1,0% em comparação com o ano anterior. Entre as atividades econômicas que contribuíram com a geração do valor adicionado, destaca-se o setor agropecuário, que cresceu 13,0% naquele ano. O desempenho favorável desse setor decorre das condições favoráveis do clima, que alavancaram a produção e a produtividade,

¹ Verdoorn e Kaldor não rotularam suas contribuições como “Leis”, mas receberam esse *status* na literatura econômica internacional (FEIJÓ; CARVALHO, 2002). Nesse sentido, neste trabalho a palavra “Lei” será utilizada entre aspas, assim como fizeram os autores citados anteriormente.



principalmente por parte da agricultura, que teve como destaque as culturas do milho e da soja, com desempenho de 55,2% e 19,4%, respectivamente, enquanto a atividade industrial se manteve instável em 0,0% e a de serviços teve avanço de 0,3%.

A agricultura pode ser entendida como o ramo da atividade econômica responsável pela produção de alimentos e matérias-primas de itens alimentícios. Nesse sentido, o aprimoramento de técnicas e procedimentos tornou os solos mais produtivos, passando a atuar com objetivo de manter elevado o nível de produtividade do setor (FRANCISCA LIMA; SILVA; IWATA, 2019).

Desse modo, tendo em vista que inúmeros estudos² relacionados à aplicabilidade da LKV no setor industrial fazem menção da relevância de expandir essa relação para outros setores econômicos, o propósito deste estudo é estender a aplicação da “Lei” para analisar a agricultura brasileira. Ou seja, busca-se aplicar a LKV na agricultura brasileira, ao nível das microrregiões, relacionando-a à produtividade do trabalho e a produção agrícola das lavouras permanentes e temporárias, usando-se como ferramentas estatísticas os modelos econométricos espaciais.

Diante dessa problemática, buscou-se responder se a relação de Kaldor-Verdoorn pode ser estendida para o caso da agricultura brasileira, a qual tem se mostrado muito dinâmica, principalmente nas duas últimas décadas.

Para responder ao problema de pesquisa, este estudo tem como objetivo geral analisar o desempenho da produtividade do trabalho nas lavouras localizadas nas microrregiões brasileiras em 2017, aplicada à LKV. Especificamente busca-se: i) identificar se a relação de Kaldor-Verdoorn é positiva para a agricultura brasileira e ii) averiguar as principais fontes de crescimento da agricultura nacional. A hipótese testada implica que a LKV é válida para a agricultura brasileira.

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

Alicerçado na contextualização anterior, este estudo segue a metodologia referente à modelagem de convergência espacial aplicada por Perobelli, Ferreira e Farias (2006) e adaptada para análise dos modelos de dependência espacial, direcionados à produtividade do trabalho na agricultura das microrregiões geográficas brasileiras. Para isso, nesta pesquisa, foram utilizadas as variáveis pessoal ocupado (POC) e valor da produção agrícola (VPA) nas lavouras permanentes e temporárias das microrregiões brasileiras, registradas no Censo Agropecuário de 2017 e na base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (SIDRA-IBGE, 2017).

Este estudo foi estruturado em seis seções, além desta introdução; na segunda seção descreve-se o referencial teórico acerca da LKV; na terceira, realiza-se uma revisão de literatura referente aos estudos empíricos associados a essa “Lei”; na quarta seção, faz-se a descrição metodológica da pesquisa; na quinta, analisa-se os resultados; na sexta seção, apresenta-se as principais conclusões da pesquisa.

2. Referencial teórico

2.1. 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

² Guimarães (2002); Mata, Ponciano e Souza (2006); Marrone (2006); Silva e Reis (2018).

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 LKV, expressa a relação de Verdoorn (1949) interpretada 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, influenciado pela elevação da demanda, poderia acarretar ganhos por intermédio da sofisticação tecnológica e da existência de economias de escala, o que, por sua vez, ocasionaria resultados positivos, de modo geral, para a economia (MCCOMBIE, 1981).

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

- Kaldor aponta que as elevadas taxas de crescimento econômico se encontravam anexadas ao ligeiro crescimento do setor manufatureiro, pois, para o autor, esse setor era o propulsor do crescimento que exercia influência no progresso da produtividade dos demais setores;
- 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 encontra-se 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; e
- 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 de as mencionadas *insights*, referentes à análise de crescimento de Kaldor, então resumidas por Thirlwall (1983), apresentarem valiosas análises, os relatos descritos referentes ao assunto, tendiam a exibir suas visões verbalmente e de um modo que tornava difícil investigar a consistência interna e utilizar tal abordagem como ferramenta para análise de políticas públicas (BRADLEY; PRENDERGAST, 1986).

Bradley e Prendergast (1986) e Boianovsky (2012) reforçam que, na análise empírica original, descrita por Verdoorn (1949), então explorada por meio de dados, entre 1841 e 1938, houve uma elasticidade média estimada de 0,45.

Assim, a LKV, então voltada ao crescimento econômico, proporcionou suporte para o emprego do modelo de causalidade cumulativa, bem como para o esclarecimento relacionado às disparidades verificadas nas taxas de crescimento, tanto nacional quanto regional (BOIANOVSKY, 2012).

Mediante a contextualização 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 do referido setor, a LKV foi descrita por (MARRONE, 2006) da seguinte 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 esse coeficiente deve assumir valor $\phi > 0$, e q_i representa a taxa de crescimento do valor real da produção.

Desse 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 da produtividade-produção (VERDOORN, 1980).

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). Nesse sentido, ao analisar a indústria como um todo e os setores individuais da indústria, para os períodos mencionados, Verdoorn demonstra 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).

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 desta forma:

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

sendo que a equação (2) é equivalente a

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

em que, p_i representa o logaritmo da produtividade do trabalho (P_i); q_i representa o logaritmo da quantidade produzida (Q_i); e_i representa o logaritmo 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, tem-se evidências da presença de uma correlação entre p_i e q_i , no modelo. Diante disso, matematicamente q_i faz-se 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 à medida que a taxa de crescimento do emprego se torna equivalente a zero, ou então é uma constata (KALDOR, 1966; MARRONE, 2006). Nesse sentido, para 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, que pode ser expressa ao substituir a equação (1) na equação (4):

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

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. $E(\varepsilon) = 0$ e $Var(\varepsilon)$ é constante, em conformidade com os pressupostos do modelo de regressão linear clássico.

A condição para ocorrência de economias de escala é que $0 < \xi < 1$, o que evita resultados espúrios, e que $\phi > 0$.

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. Dessa 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, foi considerada exógena, pois é ocasionada pela demanda (MARRONE, 2006).

Kaldor (1966) tratou as economias de escala tanto como estáticas, quanto dinâmicas, 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, necessita-se de uma quantidade de fatores para produção menor do que o dobro. Em linhas gerais, o aumento da produtividade do trabalho torna-se um elemento retornável, devido a modificação da produção, a qual reage de forma indiferente em relação às ampliações da demanda do setor da indústria (FEIJÓ; CARVALHO, 2002; MARRONE, 2006).

3. Revisão de literatura

Guimarães (2002) analisou a LKV 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 Autorregressiva Vetorial (VAR), a fim de explorar os efeitos do aumento da produção na produtividade do trabalho e na variação do emprego. Os resultados encontrados para indústria de transformação estão 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 válidos para a LKV e também para “Lei” de Verdoorn, porém, nesse caso, com coeficientes bastante elevados. Contudo, foi constatado para o setor agrícola resultados sobrestimados, ou excessivos 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 na aplicação da LKV 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), a fim de captar efeitos de curto e longo prazo relacionados às 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 LKV, 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 ocasionada 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, o que possibilitou aos autores 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.



Mata, Ponciano e Souza (2006) testaram a LKV 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 PIB e do valor adicionado ao nível de três setores da economia nacional, do período de 1994 a 2003. Os resultados estimados, em relação à produtividade do trabalho e os níveis de produção, validam essa “Lei” para economia nacional, porém mostram exceção para o setor da industrial, que sinalizou elasticidades marginais nula em relação à produtividade do trabalho, no curto e no longo prazo.

Morrone (2006) aplicou a técnica de séries temporais, utilizando um Modelo de Correção de Erro (MCE) para o setor industrial, entre 1985 e 2001, e de corte transversal na agropecuária do Brasil, entre 1970 e 1995, a fim de investigar a ocorrência do fenômeno de economias de escala ao nível macroeconômico, por meio do ajuste relação da LKV, entre produtividade e produção desses dois setores. Os resultados encontrados para a indústria revelaram presença de economias de escala estática e dinâmica, validando a LKV nos dois períodos, anteriores e posteriores a 1990. Desse modo, a jornada de crescimento da produtividade industrial brasileira, para o período, deve-se, ao menos em parte, às 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, constatarem existência favorável de economias de escala para o setor agropecuário. Assim, o autor conclui que ambos os setores apresentaram economias de escala significativas.

Braga e Marquetti (2007) testaram as “leis” de Kaldor para a indústria do Rio Grande do Sul, entre 1980 e 2000, com aplicação de regressão linear. Para a primeira “Lei” de Kaldor, os resultados constaram a relação referente ao crescimento da produtividade da indústria com o PIB dos demais setores. Na segunda “Lei” de Kaldor, ou LKV, explorou-se 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. Na 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 à 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.

Morrone (2013) aplicou a LKV 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 MCE. Conforme os resultados obtidos, foi concluído que o setor industrial brasileiro demonstrou economias de escala estáticas e dinâmicas, de modo que a LKV foi validada para o período estudado.

Onakoya (2015) procurou determinar a aplicabilidade da LKV, 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. Dessa forma, a função de impulso resposta apontou que as variáveis se mostravam cointegradas, pois um choque em uma das variáveis acarretava extensa implicação positiva na outra.

Duarte (2016) buscou comprovações empíricas da primeira e segunda “Leis” de Kaldor, ao analisar a indústria de transformação da Bahia entre janeiro de 2000 e dezembro de 2013 e entre



janeiro de 2002 e outubro de 2014, respectivamente. Aplicando a transformação logarítmica nas variáveis, os autores estimaram as elasticidades usando MQO. Conforme as constatações empíricas da primeira e segunda “leis” de Kaldor para indústria a 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. Dessa 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 sua validade 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 indústria para a segunda “Lei”; 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 empregados nas “leis” de Kaldor revelaram efeitos de dependência espacial significativos, e o modelo RPG mostrou-se melhor ajustado para a primeira e segunda “leis” 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 a níveis global e local.

Silva (2018) analisou de forma empírica a LKV no setor industrial brasileiro e o grau de dinamismo desse setor, entre janeiro 2002 e 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 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 LKV 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 LKV apenas é identificada como válida em períodos que a economia se encontra em expansão. Além disso, o autor também concluiu que o setor industrial brasileiro dispunha de um razoável grau de dinamismo, no período explorado.

Silva e Reis (2018) investigaram a validade da LKV, por intermédio de uma aplicação entre a produção e a produtividade para o Pólo Industrial de Manaus (PIM), entre 2002 e 2014. A metodologia realizada foi a de séries temporais por meio de modelos do Vetor Autorregressivo (VAR) e de Correção de Erros (MCE). As estimativas apontam ocorrência de retornos crescentes de escala, o que mostra evidências para a validade da referida “Lei”. Desse modo, foi sinalizado que no longo prazo a elasticidade obteve uma relação de 0,45 entre a produtividade e a produção industrial.

Gabrisch (2021) analisou a produtividade sob a ótica da LKV, 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). O autor utilizou o modelo Autorregressivo com Defasagem Distribuída (ARDL) associado à técnica de cointegração e com aplicação em dado em painel para observação de dez países³ da Europa Central e Oriental, entre 1995 e 2016. As estimativas confirmam a validade da LKV para esses 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 motivado pelo declínio das demandas interna e externa.

³ Bulgária, República Tcheca, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Polônia, Romênia, Eslováquia e Eslovênia.

Na seção seguinte, apresenta-se os aspectos metodológicos dos modelos espaciais, as variáveis analisadas e a fonte de dados da pesquisa.

4. Metodologia

4.1. Modelos de dependência espacial

Conforme Almeida (2012), a incorporação de defasagens espaciais na regressão, tendo como propósito registrar as particularidades do processo, detém a forma de variáveis defasadas no espaço, de modo que tais 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.

Inicialmente partiu-se do modelo clássico de regressão linear, ou não espacial, como:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (5)$$

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

Para Almeida (2012), a equação (5) não expressa nenhuma interação espacial entre as regiões vizinhas, denotadas por i e j , pois nessa equação não é adicionado qualquer defasagem espacial. Dessa forma, a hipótese $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j | x_i, x_j) = 0$ não pode ser violada.

Se a hipótese de ausência de autocorrelação espacial é violada, faz-se necessário a utilização de modelos econométricos espaciais. Neste estudo, fez-se a opção por três desses modelos, a saber: o modelo de defasagem espacial SAR, modelo de erro autorregressivo espacial SEM e o modelo de defasagem espacial de erro autorregressivo espacial SAC, os quais apresenta-se a seguir.

4.1.1. Modelo de defasagem espacial SAR

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

$$y = \rho Wy + \varepsilon, \quad (6)$$

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

$$\frac{1}{w_{\max}} < \rho < \frac{1}{w_{\min}}, \quad (6.1)$$

em que: $w_{\min}$ e $w_{\max}$ 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:

$$\frac{1}{w_{\max}} < \rho < 1. \quad (6.2)$$

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

- No caso de o parâmetro espacial ρ apresentar valor positivo, isto significa que há autocorrelação espacial global positiva. Nessas 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, isto 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.

No modelo SAR autêntico, a variável dependente, denotada por y , é “afetada” pela explicativa, então analisada nas regiões vizinhas Wy , a qual, 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 causalção circular (ALMEIDA, 2012). Assim, ao incorporar o conjunto de variáveis independentes X (exógenos) na expressão (6), a representação mista do modelo SAR pode ser expressa como:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon, \quad (7)$$

em que, neste trabalho, y é o log 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.

4.1.2. Modelo de erro autorregressivo espacial SEM

No modelo SEM (*Spatial Error Model*), a dependência espacial mostra-se 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).

Nesse contexto, comportando o erro espacial autorregressivo de primeira ordem, o modelo SEM pode ser expresso de modo algébrico desta forma:

$$y = X\beta + \xi \quad (8)$$

$$\xi = \lambda W\xi + \varepsilon \quad (9)$$

em que: o coeficiente λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial e $W\xi$ é a defasagem. 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 (9).

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



4.1.3. Modelo de erro autorregressivo espacial SAC ou SARAR⁴

O modelo SAC (*Spatial Auto Regressive Model*) ou SARAR (*Spatial Auto Regressive Model with Auto Regressive Errors*), segundo Almeida (2012), possibilita o *spillover* na variável dependente e também no resíduo. Em sua representação formal, é introduzido na equação (1) uma defasagem espacial e um termo de erro espacialmente dependente, ξ , da forma:

$$y = \rho W_1 y + X\beta + \xi \quad (10a)$$

Sendo que: $\xi = \lambda W_2 \xi + \varepsilon \quad \varepsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2 I_n) \quad (10b)$

Com intuito de desviar de alguma 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 adotadas com objetivo de impedir um comportamento explosivo. O que também se mostra evidente na equação (10a e 10b) é que W_1 e W_2 são sujeitos de serem matrizes com pesos espaciais distintos, assim compondo um caso considerado integral.

No modelo SAC, é incluído um multiplicador espacial, sendo que a captação do efeito nas variáveis independentes X é de natureza global, o que, por vez, impacta em todo o sistema. Mediante tal circunstância, se faz importante ressaltar uma primeira limitação desse modelo, a qual se refere à complexidade e à 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 $W_2 W_1$, pois esta pode ser uma matriz de contiguidade de ordem superior que compõe vizinhos de ordem inferior, o que, por sua vez, deve ser evitado, pois afeta as propriedades dos estimadores (ALMEIDA, 2012).

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).

4.2. Fonte de dados e as variáveis

Para a análise da produtividade nas lavouras permanentes e temporárias, foram coletados dados das 558 microrregiões geográficas brasileiras referentes ao ano de 2017, correspondentes ao último Censo Agropecuário. Tem-se como variáveis aquelas investigadas por Marrone (2006), na análise referente à agropecuária brasileira, quais sejam: pessoal ocupado (POC), ou empregado, na agricultura e valor da produção agrícola (VPA) brasileira.

A variável pessoal ocupado (POC), de acordo com o IBGE, correspondente ao pessoal que exerce alguma atividade formal ou informal, sendo esta remunerada ou não, durante ao menos uma hora na semana pesquisada. A variável valor da produção agrícola (VPA), de acordo com o MAPA, é um medidor do desempenho das lavouras e da pecuária ao longo do ano, o qual reflete o faturamento dos estabelecimentos, sendo seu valor encontrado por meio do cálculo da produção agrícola, pecuária e pelos preços recebidos pelos produtores.

Para escolha das 558 microrregiões geográficas, levou-se em conta duas situações: a primeira foi a investigação de Perobelli et al. (2007), referente à produtividade da agricultura nas microrregiões 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, a qual, no agregado entre as lavouras permanentes e temporárias, apresenta saldo igual a zero para as variáveis POC e VPA. Além disso, para a construção de mapas das microrregiões, foi

⁴ Modelo autorregressivo espacial com erro autorregressivo SARAR.

utilizado o *shapefile* das “Malhas⁵ de Setores Censitários do Censo Agropecuário 2017”, disponibilizado pelo IBGE (2017).

4.3. Os procedimentos econométricos: os testes realizados

Os Testes 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 devido à 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.

O teste ML_ρ , 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 na matriz de informação sob a hipótese nula, a qual adota que o parâmetro do erro autorregressivo espacial é nulo, isto é, $\lambda = 0$. Nesse sentido, ambas as hipóteses são estabelecidas como: $H_0: \rho = 0$ e $H_1: \rho \neq 0$.

Por ser um teste assintótico, a estatística ML_ρ é mais adequada para o conjunto que contém grandes amostras. Quanto às características do teste, foram listadas as seguintes vantagens: (i) em relação ao seu poder, especialmente, em amostras pequenas, a estatística ML_ρ mostrou-se robusta em erros que não seguem normalidade, em particular nos erros exponenciais e log-normais; (ii) a estatística ML_ρ revelou-se robusta diante da heterocedasticidade; (iii) 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; (iv) 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 forte desvantagem, identificada por meio da ausência de poder, o que implica de modo constante a rejeição da hipótese nula, $H_0: \rho = 0$, ainda que esta seja verdadeira.

O teste ML_λ , também adotando uma única direção, 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 à 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. A vantagem que exhibe relevância no teste é manifestada pela simplicidade computacional, tendo em vista que apenas se fazem imprescindíveis 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.

Por fim, para análise deste estudo, o último teste foi o $ML_{\lambda\rho}$, que 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 $H_1: \lambda \text{ e } \rho \neq 0$. O teste possui dois graus de liberdade, em razão de existirem duas limitações examinadas, $\rho = 0$ e $\lambda = 0$. Nesse sentido, uma desvantagem presente é identificada nos dois graus de liberdade, que traz, por consequência, a perda de poder ao teste. A outra desvantagem está presente na impossibilidade de

⁵ Ver: <https://censoagro2017.ibge.gov.br/resultados-censo-agro-2017/malha-de-setores-censitarios.html>

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).

Além dos testes específicos mencionados, também para este estudo foram verificadas as hipóteses de Gauss Markov, por meio dos testes de Koenker-Bassett, para averiguar se há ou não ocorrência de homoscedasticidade e o de Jarque-Bera, para identificar a presença ou ausência de normalidade nos resíduos. Ainda, para a detecção dos *outliers*, foram utilizadas as análises gráficas por box-plot e Cartograma.

4.4. Modelo econométrico

Para este estudo, foi considerado somente o valor da produção agrícola (VPA) e da população ocupada (POC), ou empregada, na agricultura nacional, para o período indicado, de modo que o modelo empírico da relação de Kaldor-Verdoorn, entre a produtividade do trabalho e a produção desse setor, pode ser demonstrado, algebricamente, em termos de elasticidade, a partir das equações espaciais especificadas como:

$$\text{Modelo SAR:} \quad \ln(POC_i) = \rho W \ln(POC_i) + \alpha \ln(VPA_i) + \varepsilon_i \quad (11)$$

$$\text{Modelo SEM:} \quad \ln(POC_i) = \beta \ln(VPA_i) + \xi_i \quad (12)$$

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

$$\text{Modelo SAC:} \quad \ln(POC_i) = \rho W_1 \ln(POC_i) + \gamma \ln(VPA_i) + \xi_i \quad (13)$$

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

em que: $\ln$ é o logaritmo natural; $i = 1, 2, 3, \dots, 558$ representa as 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 log. da produtividade do trabalho; α , β , e γ , são, respectivamente, os parâmetros de inclinação, que expressam as elasticidades do modelo de Kaldor-Verdoorn; ε e ξ são termos de erro espacialmente dependentes. As ferramentas estatísticas utilizadas nos procedimentos metodológicos foram os *softwares* Stata® versão 15.1 e o GeoDa versão 1.20, que serviram para estimação desses modelos.

5. Análise e discussão dos resultados

Com o intuito de usar uma base de dados sem efeitos dos *outliers*, eliminou-se quatro observações do VPA (Natal [RN], Osasco [SP], Santos [SP] e Fernando de Noronha [PE]) por não apresentarem significância estatística, ao serem verificadas por meio do *box-plot* e do cartograma. Com isso, este estudo passou a contar com 554 observações. Com relação à variável POC, foram encontradas doze observações discrepantes existentes. Contudo, optou-se por não as remover, em razão de apresentarem significância estatística espacial.

Nesse sentido, partiu-se para a regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), entre o logaritmo do pessoal ocupado na agricultura contra o logaritmo valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, a fim de verificar se o modelo apropriado para análise possui ou não efeitos espaciais. Conforme retratado na Tabela 1, a estatística do I de Moran foi altamente significativa a 1% de significância, apontando para a rejeição da hipótese nula de ausência de autocorrelação espacial. Isso significa que os modelos econométricos espaciais são recomendados para o tratamento dos dados deste estudo, inviabilizando o MQO.

Tabela 1 – Estimativas espaciais não robustas para agricultura brasileira, segundo a LKV

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_p (erro)	2361,096 [0,0000]	742,8566 [0,0000]	1479,2232 [0,0000]	1659,4070 [0,0000]
LM_p (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

Antes de passar-se propriamente para a análise dos parâmetros estimados das estimativas da LKV, averigua-se, com base na Tabela 1, se as hipóteses de homoscedasticidade e de normalidade foram violadas. O teste de normalidade de Jarque-Bera apresenta um p -valor próximo de zero em todos os modelos ajustados, exceto para o SAR. Isso permite rejeitar a hipótese nula de normalidade dos resíduos. Entretanto, como há uma amostra assintótica, pode-se admitir que as estatísticas t e F seguem distribuições assintóticas. Na prática, com amostra assintótica, mesmo com a violação da hipótese de normalidade, os testes de hipóteses continuam válidos.

O teste de Koenker-Bassett de heteroscedasticidade apresentou um p -valor igual a zero para o MQO e o SAR, ou seja, esses dois modelos violaram o pressuposto de homoscedasticidade. Contudo, para os modelos SAC e SEM a hipótese nula não foi rejeitada, revelando se tratar de resíduos com variância homoscedástica.

Ao analisar as estatísticas apresentadas na Tabela 1, para a seleção do modelo mais apropriado para a estimar a LKV, optou-se pelo modelo SAC. A justificativa para tal escolha 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, ao nível de 1%, enquanto os resultados dos modelos espaciais SEM e SAC não evidenciaram normalidade dos resíduos; contudo, os testes de hipóteses

continuam válidos pela natureza assintótica da base dos dados, conforme relatado anteriormente;

- 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 não foi estatisticamente significativo, nem mesmo a 10% de significância, apontando para 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 nesses testes, que os três modelos possuem autocorrelações espaciais;
- Dessa forma, um outro recurso para a verificação do modelo espacial mais apropriado são os critérios de informações de Akaike (AIC) e Schwarz (SC), que consideram os menores resultados para escolher o modelo mais adequado. Nesse 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 homoscedasticidade. Assim, até o momento, o modelo espacial SEM foi identificado 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 homoscedasticidade;
- 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
- Dessa forma, apesar de o modelo espacial SAC ter sido o que obteve os maiores resultados em seus critérios de informações, entre os três modelos espaciais, mas com base nas violações dos pressupostos dos modelos SAR e SEM, o modelo de erro autorregressivo SAC apresenta-se como o mais apropriado para o ajuste da LKV, isso em virtude de o teste Ramsey RESEFT1 ter apresentado um alto *p-valor*.

Uma vez que as estatísticas apontaram o modelo SAC como o mais apropriado para realizar a estimação da LKV, o foco da análise volta-se para a última coluna da Tabela 1. Na Tabela 2, os efeitos marginais diretos e indiretos da LKV foram estimados por Máxima Verossimilhança (MV), nas formas robusta e não robusta para análise e inferência do impacto causado nas microrregiões geográficas brasileiras, conforme a relação proposta por Kaldor-Verdoorn.

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. Dessa forma, o efeito direto do aumento de 1% no valor da produção agrícola das microrregiões acarreta um incremento superior a 0,65% no crescimento do pessoal ocupado na agricultura brasileira, validando, dessa forma, a LKV.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas de impacto, referentes aos efeitos diretos e indiretos.

Tabela 2 – Estatísticas de impacto

		Não robusto			Robusto		
		dy/dx	Std. Err.	P> z	dy/dx	Std. Err.	P> z
Direto							
	lvpa	0,5121	0,0290	0,000	0,5121	0,0260	0,000
Indireto							
	lvpa	8,5080	8,8618	0,337	8,5080	6,3131	0,178
Total							
	lvpa	9,0201	8,8784	0,310	9,0201	6,3244	0,154

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 2, referente às estatísticas de impacto do efeito marginal direto do modelo espacial SAC, ficou evidente que a variação de 1% no valor da produção agrícola brasileira de uma determinada microrregião resulta, em média, em um valor superior a 0,51%, de variação no crescimento do pessoal ocupado na agricultura dessa mesma microrregião.

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

A elasticidade em torno de 0,65%, Tabela 1, do SAC entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das microrregiões brasileiras, segundo a LKV, ficou bem acima do resultado empírico da elasticidade de 0,45%, do estudo original de Verdoorn (1949) para indústria, e fora do intervalo, que segundo Thirlwall (1988) e Bradley e Prendergast (1986) e Boianovsky (2012), teve como limites inferior de 0,41 e superior de 0,57, para o setor industrial. Entretanto, não se esperava que tais resultados fossem convergentes com o achado neste estudo, dado os momentos distintos em que os estudos foram realizados, bem como as distintas características do setor agrícola brasileiro e do setor industrial dos países europeus. No entanto, evidenciou-se a associação positiva no caso da agricultura nacional, pois o valor estimado é maior do que zero e menor do que um satisfazendo a condição para a validação da LKV (KALDOR, 1975; MARRONE, 2006).

Ainda, com base nessa elasticidade encontrada, também foi possível auferir indiretamente, por meio da relação da segunda “Lei” de Kaldor, o coeficiente de Verdoorn, descrito na equação (4), em que, para esse caso, $1 - 0,6585$, resultou em 0,3415%⁶. Essa elasticidade é equivalente à 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 e 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 SAC é equivalente à da relação de Kaldor-Verdoorn estimada por Marrone (2006).

Por sua vez, para o setor agrícola brasileiro, Guimarães (2002) obteve uma elasticidade de -0,0041%, entre 1975 e 1995, apontando uma relação negativa entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola. Assim como no estudo realizado por Kaldor (1966), para a agricultura de doze países, entre 1953 e 1963, a elasticidade encontrada foi de -0,056%, revelando a consonância dos resultados desses dois últimos estudos, mas com discrepância com as elasticidades achadas em Marrone (2006) e neste estudo.

O resultado desta pesquisa mostrou-se coerente com o encontrado por Marinho, Nogueira e Da Rosa (2002), para a indústria de transformação nacional, no longo prazo, pois os autores

⁶ Para obter o coeficiente de Verdoorn (1949) indiretamente, ver: Kaldor (1966, p. 12) e Marrone (2006, p. 77).



identificaram associação positiva em torno de 18,69% 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 a agricultura brasileira, por meio do modelo espacial SAC, também foi próximo à aplicação da LKV no estudo de Mata, Ponciano e Souza (2006), que encontraram validade da relação entre a produtividade e a produção para a economia brasileira. Entretanto, os autores não encontraram evidências para a LKV para a produtividade industrial no Brasil.

Braga e Marquetti (2007) aplicaram a LKV para o setor industrial do Rio Grande do Sul e conseguiram validar essa “Lei”, pois, conforme relataram, há evidências de que o aumento da produção ocasionou crescimento na produtividade da atividade industrial. Marrone (2013) ao testar a LKV na industrial brasileira, também validou a “Lei” para o setor industrial. Esses resultados fizeram-se coerentes com associação da LKV estimada para esta pesquisa.

Ao testar a primeira e a segunda relação de Kaldor para a indústria de transformação da Bahia, a fim 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 sua conclusão foi a de que as “leis” de Kaldor se mostraram válidas para a indústria de transformação baiana, conclusão que, nesse sentido, está em conformidade com os resultados encontrados neste estudo.

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 deste estudo, aplicado à agricultura nacional. Em consonância com essa pesquisa, ao investigar a aplicação da LKV 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, 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, foi apontando que a relação de Kaldor-Verdoorn somente pode ser considerada válida em tempos em que ocorre expansão na economia.

Assim como na aplicação da LKV para agricultura brasileira, demonstrada nesta pesquisa, o estudo de Reis e Silva (2018) havia constatado validade da “Lei” para o Polo Industrial de Manaus; porém, para esse caso, as estimativas evidenciaram retornos crescentes de escala para o Polo Industrial.

Em consonância com os resultados desta pesquisa, há a aplicação da LKV por Onakoya (2015) para a manufatura nigeriana, que revelou relação positiva entre a produtividade do trabalho e a produção; e o estudo de Gabrisch (2021), que testou a segunda “Lei” de Kaldor para dez países europeus, evidenciando que o progresso da produtividade era instigado pela produção.

Nesse contexto, o entendimento de Kaldor é a de que, diante do processo de crescimento ou desenvolvimento econômico, a distinção entre a indústria e a agricultura é de que o primeiro setor gera retornos crescentes de escala, enquanto o segundo origina retornos decrescentes (CHANDRA; SANDILANDS, 2021).

No entanto, apesar de um dos elementos centrais, destacado por Thirlwall (1983), referente à sua investigação da análise do crescimento econômico de Kaldor, ou LKV, referir-se 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 em relação a essa 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 direcionou-se à aplicação da relação da LKV na agricultura brasileira para o ano de 2017, dado que a aplicação da relação entre a produtividade do trabalho e a produção exerce expressiva relevância no setor manufatureiro, bem como também é válida para outros setores da economia.

O resultado encontrado para a agricultura brasileira, evidenciado pelo modelo de erro autorregressivo espacial SAC, mostrou-se coerente com os vários estudos apresentados, referentes ao setor industrial, em especial também ao aplicado na agropecuária.

Apesar de tais constatações, o estudo apontou que a relação de Kaldor-Verdoorn entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola para o ano de 2017 apresentou associação positiva, visto que o aumento do valor da produtividade agrícola influencia positivamente o crescimento do pessoal ocupado na produção da agricultura brasileira; dessa forma, assim como nos casos da indústria, a “Lei” para o setor agrícola também se faz válida.

Mediante esse cenário, pode-se validar a LKV para a agricultura brasileira, analisada por meio da relação entre o pessoal ocupado e o valor da produção agrícola das lavouras permanentes e temporárias, nas microrregiões geográficas brasileiras.

Uma limitação deste estudo se dá pela carência de dados referentes aos 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 LKV, a fim de trazer novas contribuições para o aprofundamento do entendimento da relação entre a produtividade do trabalho e a produção agrícola no Brasil.

Referências

- 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.
- ALVES, E. R. A.; CONTINI, E.; GASQUES, J. G. Evolução da produção e produtividade da agricultura brasileira A industrialização como força motriz. In: ALBUQUERQUE, A. C. S.; SILVA, A. G. (ed.). **Agricultura tropical: Quatro décadas de inovações tecnológicas, institucionais e políticas**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2008. p. 67-98.
- 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, 2012. p. 131-144.
- BRADLEY, J.; PRENDERGAST, G. Verdoorn's Law: A Retrospective View. **The Economic and Social Review**, v. 17, n. 2, p. 75-85, jan. 1986.
- BRAGA, L. M.; MARQUETTI, A. A. As leis de Kaldor na economia gaúcha: 1980-00. **Ensaios FEE**, Porto Alegre, v. 28, n. 1, p. 225-248, 2007.
- CARCANHOLO, H.; PORSE, 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.
- 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.
- 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.
- 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. 12, v. 2, p. 57-78, jul./dez. 2002.
- 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, p. 50-68, 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.
- GUIMARÃES, P. W. **A Lei Kaldor-Verdoorn na economia brasileira**. 2002. 113 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP, 2002.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Nacionais Trimestrais Indicadores de Volume e Valores Correntes**. out./dez., 2017.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Produção Agrícola Municipal 2017**. Prod. agric. munic., Rio de Janeiro, v. 44, p.1-8, 2017.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA ESTATÍSTICA (IBGE). **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**, v. 67, n. 268, p. 591-624, 1957.
- KALDOR, N. Causes of the slow rate of growth of the United Kingdom. **Cambridge University Press**, p. 1-40, 1966.
- KALDOR, N. Economic growth and the Verdoorn Law: A comment on Mr. Rowthorn’s article. **The Economic Journal**, v. 85, n. 340, p. 891-896, 1975.
- MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUÁRIA E ABASTECIMENTO (MAPA). **Plano agrícola e pecuária 2018/2019**. Secretaria de Política Agrícola. Brasília: MAPA, p. 1-38, 2018.
- 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.

- MCCOMBIE, J. S. L.; SPREAFICO, M. R. M. Kaldor's 'technical progress function' and Verdoorn's law revisited. **Cambridge Journal of Economics**, v. 40, p. 1117-1136, Jun. 2016.
- MCCOMBIE, J.; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law**. London, UK: Palgrave Macmillan, 2002.
- 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.
- MORRONE, H. 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.
- 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.
- PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C.; FARIA, W. R. Análise de convergência espacial no estado de Minas Gerais: 1975-2003. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, 2006.
- 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.; REIS, M. P. O. A Lei de Kaldor-Verdoorn e o modelo de desenvolvimento do Polo Industrial de Manaus. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, Salvador, BA, v. 2, n. 40, p. 134-163, 2018.
- 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. Population Growth and Economic Development. In: IRONMONGER, D. PERKINS, J.; HOA, T. (ed.). **National Income and Economic Progress: Essays in Honour of Colin Clark**. London: Macmillan, 1988.
- THIRLWALL, A. P. A plain man's guide to Kaldor's laws. **Journal of Post Keynesian Economics**, v. 5 n. 3, p. 345-358, 1983.
- VERDOORN, P. J. Fattori che regolano della produttività del lavoro. L'industria, v. 1, 1949. English translation: THIRLWALL, A. P. "Factors that Determine the Growth of Labor Productivity", In: MCCOMBIE, J.; PUGNO, M.; SORO, B. **Productivity Growth and Economic Performance: Essays on Verdoorn's Law**. London: Macmillan, 2002.
- VERDOORN, P. J. One empirical law governing the productivity of labor. **Econometrica**, v. 19, n. 2, p. 190-219, Apr. 1951.
- VERDOORN, P. J. 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.