

A convergência da produtividade agrícola nas microrregiões do Brasil: uma análise espacial para os anos de 2006 e 2017

Caio Casagrande¹

Felipe Weizenmann²

Gabrielito Menezes³

Resumo: A agropecuária brasileira desempenha papel fundamental na economia do país, seja alimentando a população interna ou através das exportações recorde a cada safra. Como quinto maior país em território e mais de 550 microrregiões, o Brasil é um dos maiores produtores de alimento no mundo. Considerando isto, notou-se a necessidade de avaliar o comportamento da produtividade agropecuária através da análise de convergência espacial (absoluta e condicional) nas microrregiões brasileiras entre 2006 e 2017. Como confirmado pela literatura, a hipótese da distribuição espacial da produtividade da terra não é aleatória e se faz necessário utilizar técnicas de econometria espacial para estimar os modelos de convergência. Como produto da pesquisa, constatou-se um processo de convergência da produtividade das microrregiões independente do modelo espacial utilizado para estimar a regressão, tornando os resultados robustos. Em média, as microrregiões brasileiras que possuíam baixa produtividade em 2006 alcançaram níveis maiores em 2017, constatando uma homogeneização da produtividade agropecuária nacional. Ademais, levando em conta a presença da dependência espacial entre as microrregiões, podemos afirmar que a aplicação de recursos no setor agropecuário favorece não apenas uma região, mas também as suas vizinhas.

Palavras-chaves: Convergência Espacial; Produtividade; Microrregiões.

Abstract: *Brazil's agriculture and livestock play a key role in the country's economy, whether by feeding the domestic population or through record exports every harvest. As the fifth largest country in terms of territory and more than 550 micro-regions, Brazil is one of the largest food producers in the world. Considering this, there was a need to assess the behavior of agricultural productivity through the analysis of spatial convergence (absolute and conditional) in Brazilian microregions between 2006 and 2017. As confirmed by the literature, the hypothesis of spatial distribution of land productivity is not random and it is necessary to use spatial econometric techniques to estimate the convergence models. As a result of the research, a process of convergence of the productivity of the microregions was verified, independent of the spatial model used to estimate the regression, making the results robust. On average, Brazilian microregions that had low productivity in 2006 reached higher levels in 2017, showing a homogenization of national agricultural productivity. Also, taking into account the presence of spatial dependence between microregions, we can say the application of resources in the agricultural sector favors not only one region, but also its neighbors.*

Key-words: *Spatial Convergence; Productivity; Microregions.*

Área 4: Economia Agrária e Ambiental

JELClassification: *Q10, C31, O47.*

¹Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGOM da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). e-mail: caiopcasagrande@gmail.com

²Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada - PPGOM da Universidade Federal de Pelotas (UFPel). e-mail: felipeweizenmann@gmail.com

³Professor Adjunto na Universidade Federal de Pelotas (PPGOM/UFPel). e-mail: gabrielitorm@gmail.com

1. Introdução

O setor agropecuário brasileiro possui participação importante no desenvolvimento econômico. De acordo com a Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), em 2020 o agronegócio brasileiro alcançou participação de 26,6% no Produto Interno Bruto (PIB) do Brasil, contribuindo para o setor industrial através da distribuição de alimentos e matérias-primas, além de movimentar o setor metalúrgico dado o avanço tecnológico no campo. A revolução agrícola das últimas décadas no Brasil tornou-se uma das movimentações mais importantes na história econômica do país, trazendo perspectivas animadoras para o desenvolvimento regional e nacional.

Conforme os dados do CEPEA (2022) juntamente com a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA), o setor do agronegócio alcançou participação de 27,4% no PIB brasileiro em 2021. De acordo com o Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (Mapa), o valor bruto da produção da agropecuária em 2006 atingia aproximadamente R\$510 bilhões, chegando a R\$887 bilhões em 2017 e ultrapassando R\$1,2 trilhões em 2021. Dessa quantia, se destaca a produção agrícola de soja (R\$366 bilhões), seguida pelo milho (R\$125 bilhões) e em terceiro o algodão (R\$26,7 bilhões).

O setor agrícola pode ser distribuído entre a agricultura familiar e empresarial, os quais abastecem os mercados interno e externo. A agricultura familiar representa o maior número de estabelecimentos agrícolas no país, cerca de 77%, e por se tratar de estabelecimentos de pequeno porte, ocupam uma área menor, 23% do território agrícola total, totalizando aproximadamente 81 milhões de hectares. Em contrapartida, ao colocá-la lado a lado com a agricultura empresarial, responsável pela produção de *commodities* para exportação, o valor de produção da agricultura familiar responde por apenas 23% do total nacional (IBGE, 2019).

Quanto às exportações, conforme dados estatísticos do comércio exterior disponibilizados pelo Mapa Indicadores (MAPA, 2022), o agronegócio brasileiro rendeu aproximadamente US\$49,4 bilhões em 2006 e US\$96 bilhões em 2017, garantindo equilíbrio à balança comercial brasileira. De acordo com Favro *et al.* (2015), a injeção de capital estrangeiro proveniente dessas transações possui grande relevância para países em desenvolvimento, impactando positivamente a renda brasileira e assegurando o crescimento econômico do país.

Deixando explícita a relevância do setor, se torna de suma importância a análise do desempenho da produtividade agropecuária em nível nacional, uma vez que as produções são sensíveis aos efeitos espaciais, como clima, topografia, solo e características da população, além de que o crescimento econômico tende a ser desigual entre as regiões no Brasil. No Sul do país, por exemplo, é de conhecimento coletivo que os níveis de produtividade são geralmente maiores, enquanto no Norte ainda se encontram em desenvolvimento. Dessa forma, o instrumento de estudo é averiguar a existência de um processo de convergência da produtividade agropecuária nas microrregiões do Brasil entre 2006 e 2017, empregando técnicas de econometria espacial, como a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) com cálculos do índice *I* de Moran, global e local, além da análise de *clusters*.

A convergência é um processo em que uma variável, como a produtividade agropecuária, apresenta diferentes valores entre regiões, mas essa diferença reduz com o tempo indicando diminuição da desigualdade, de modo que possam existir diversas razões para o processo (LOPES, 2004). A convergência absoluta testada por Almeida *et al.* (2008) assume que todas as regiões convergem para uma mesma produtividade, independente das características estruturais, e não estima quais são seus fatores responsáveis. Porém, dado que o território brasileiro apresenta grandes diferenças de tecnologia, tamanho dos estabelecimentos e estrutura produtiva entre as regiões, sustentou-se a prática de testar

hipótese de convergência absoluta e condicional para apresentar resultados mais concisos com a realidade.

A elaboração deste trabalho visa fornecer à literatura nacional uma ampliação de horizonte temporal e territorial quanto aos testes de convergência absoluta e condicional da produtividade agropecuária no Brasil. Nos trabalhos de Almeida *et al.* (2008) e Antunes e Stege (2020), os autores também tinham a produtividade das microrregiões como variável de interesse, mas analisaram apenas a convergência absoluta. Por outro lado, Raiher *et al.* (2016) avançaram e avaliaram a produtividade sob a convergência condicional, incluindo variáveis como assistência técnica e número de máquinas por hectare, porém limitaram-se à região Sul do país e aos censos agropecuários de 1995/96 e de 2006.

Isto posto, a presente pesquisa busca contribuir para a literatura ao testar ambas as convergências a nível nacional e expandir a análise para o censo agropecuário de 2017. Deste modo, é possível identificar microrregiões com diferentes níveis de produtividade, como aconteceu a variação entre os anos estudados e onde se encontram agrupadas no país, possibilitando a execução mais adequada de políticas públicas econômicas e sociais a fim de promover o aumento da produtividade agrícola brasileira.

O estudo será apresentado em 5 seções, além desta introdução. Na seção 2 será apresentado uma revisão de literatura quanto aos estudos elaborados sobre convergência e produtividade. Após, na seção 3, discorre-se sobre a metodologia empregada para realização dos testes de convergência absoluta e condicional da produtividade em nível nacional. Na seção 4, discute-se os resultados e por fim, na seção 5, apresenta-se as considerações finais do trabalho.

2. A Produtividade Agropecuária no Brasil

Algumas suposições condicionadas ao desenvolvimento e crescimento da produtividade agrícola são a disponibilidade do território produtivo e a sua capacidade de expansão; porém, não são os únicos determinantes para a caracterização do avanço produtivo. Conforme Castro *et al.* (2015), existem pelo menos três motivos para se estudar a convergência da produtividade agropecuária da terra ao longo dos anos: a ocorrência de mudanças estruturais no processo de produção; o fenômeno da difusão de novas tecnologias; e a eliminação de entraves ao crescimento da produção.

Alves *et al.* (2012) afirmam que o uso da tecnologia empregada aos insumos agrícolas pode ser considerado como grande responsável pelo crescimento da produtividade. De mesmo modo, Gasques *et al.* (2014) consideram que as inovações tecnológicas das últimas décadas são as responsáveis pela evolução nos ganhos de produtividade do trabalho, como o acesso facilitado ao uso de maquinário e equipamentos agrícolas para aumentar o volume produtivo sem aumentar a quantidade de insumos. Gray *et al.* (2011) complementam que o avanço da tecnologia em máquinas, defensivos e variedades de culturas são fortes determinantes da eficiência, somados aos investimentos em pesquisa e desenvolvimento na área agrícola.

Quando se analisa a produtividade agropecuária, as regiões observadas não devem ser avaliadas isoladamente, pois o fator espacial é fundamental para obter resultados sólidos (LOPES, 2004). Desse modo, além dos avanços tecnológicos, pode-se mencionar fatores climáticos, culturais, econômicos e sociais como influenciadores na produtividade agrícola de cada microrregião. Uma vez que se trata de um território continental, a produtividade de certa microrregião está à mercê de suas fronteiras e sua determinada localização no território brasileiro (TEIXEIRA; BERTELLA, 2015).

Em razão da dimensão continental do território brasileiro, sua produção agrícola é vulnerável aos fatores espaciais. O seu desenvolvimento através do espaço é heterogêneo, pois existe uma dependência de fatores tecnológicos, topográficos, desenvolvimento de técnicas

produtivas e demais outros meios. De mesma forma, as decorrências da interdependência entre as regiões produtoras se apresentam através da difusão espacial que afetam os vizinhos, nos processos de competição espacial no contexto de expansão das fronteiras agropecuárias, até mesmo na formação de cinturões agrícolas (ALMEIDA; PEROBELLI; FERREIRA, 2008).

Entre os trabalhos que iniciaram o debate sobre a produtividade agropecuária no Brasil, é possível citar Lopes (2004), Perobelli *et al.* (2007) e Almeida *et al.* (2008) como algumas das principais referências para os estudos realizados atualmente. Analisando o comportamento e a existência da convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira, o estudo de Lopes (2004) compreendeu 11 culturas de 1960 a 2001. O autor constata que o aumento de investimentos em pesquisas e educação iniciados nos anos de 1960 conduziram o país à modernização, convertendo-se em aumentos de produtividade e contribuindo para a redução de desigualdades.

Perobelli *et al.* (2007) e Almeida *et al.* (2008) lançaram mão da Análise Exploratória de Dados Espaciais para investigar a presença de convergência sobre a produtividade agrícola da terra nas microrregiões brasileiras entre 1991 e 2003. Em geral, os trabalhos confirmam a existência de dependência espacial, de modo que uma microrregião sofre influência de outras à sua volta, formando agrupamentos de regiões tanto com alta quanto com baixa produtividade ao longo do território.

Especificamente para o café em Minas Gerais, Teixeira e Bertella (2015) investigaram a distribuição espacial da produtividade da cultura ao longo das 66 microrregiões do estado entre 1997 e 2006. Os autores também empregaram a metodologia AEDE, identificando a formação de *clusters* e a incidência de convergência, encontrando forte influência espacial sobre a variável de interesse. Já Castro *et al.* (2015) estudaram a convergência espacial da produtividade de soja para microrregiões do Sul e Centro-Oeste em subperíodos entre 1994 e 2013. Como resultado, é dito que a produtividade média da cultura está convergindo para uma média e que a disparidade regional tende a diminuir no longo prazo.

A fim de observar a produtividade da agropecuária na região Sul do Brasil, Raiher *et al.* (2016) testaram hipóteses de convergência absoluta e condicional a nível microrregional, com dados dos censos agropecuários de 1995/96 e 2006, por meio de técnicas da econometria espacial. Como resultado, constataram que existe uma correlação positiva nos dados, isto é, a distribuição da produtividade da terra não acontece de forma aleatória no espaço. Comprovada a convergência absoluta, indicaram a existência de um processo de convergência da produtividade agropecuária da terra e de dependência espacial entre as microrregiões, de modo que o crescimento produtivo de uma afeta positivamente as suas vizinhas. A confirmação da convergência condicional garantiu robustez aos resultados ao inserirem variáveis estruturais no modelo.

Saith e Kamitani (2016) analisaram as variáveis pecuária, lavouras permanentes e temporárias por meio do cálculo do índice *I* de Moran, global e local, e analisaram seus *clusters* nas microrregiões brasileiras. Os autores encontraram autocorrelação espacial na agropecuária e um dos principais resultados é a evidência de migração das produções das regiões Sul e Sudeste, já saturadas pelo uso, para Centro-Oeste e Norte do país, onde o custo da terra é mais baixo.

Batistella *et al.* (2019) buscaram identificar heterogeneidades e analisar o processo de convergência absoluta da produtividade agrícola nos municípios do Rio Grande do Sul entre os anos de 2001 e 2015. Por meio da AEDE, examinaram a dependência espacial e como a produtividade se comporta no estado através de *clusters*. Os resultados confirmaram a hipótese de autocorrelação espacial, ou seja, municípios de características produtivas comuns encontram-se próximos uns aos outros. Contudo, os autores identificaram um padrão de divergência da variável no decorrer dos anos, ou seja, houve aumento de desigualdade da produtividade agrícola entre os municípios.

Já o trabalho de Antunes e Stege (2020) buscou avaliar se a produtividade agrícola nas microrregiões brasileiras apresentou um processo de convergência absoluta entre 1990 e 2018. Os autores encontraram evidências da existência desse processo de convergência para todas as regiões, de forma que aquelas com baixa produtividade agrícola tendem a crescer mais rapidamente que regiões com alta, diminuindo as diferenças de ao longo dos anos. Contudo, o crescimento produtivo não aconteceu homogeneamente, observando o maior crescimento no Centro-Oeste e o menor no Nordeste.

3. Metodologia

A definição empregada por Lopes (2004) afirma que a convergência é um processo onde uma determinada variável possui valores diferentes e que ao decorrer de um período, estes valores se disseminam ou acabam. A convergência pode ser dividida em absoluta e condicional. A primeira contempla apenas os valores inicial e final da produtividade, ou seja, a taxa de crescimento se dá apenas em função da produtividade inicial. Já a condicional complementa a absoluta adicionando outras variáveis relevantes que podem explicar o crescimento agrícola (ANTUNES; STEGE, 2020).

A estratégia empírica para analisar a convergência espacial absoluta e condicional da produtividade agrícola para as microrregiões do Brasil é similar a empregada por Raiher *et al.* (2016); porém, ampliando o horizonte temporal e territorial, contribuindo para uma expansão do debate na literatura nacional. O horizonte temporal definido para este trabalho baseia-se no fornecimento dos dados, disponíveis nos Censos Agropecuários de 2006 e 2017, fornecidos pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Os dados em valores monetários das respectivas datas foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) e atualizados para o ano de 2021.

Para atender o objetivo do trabalho de testar as hipóteses de convergência absoluta e condicional da produtividade agropecuária das microrregiões brasileiras, a primeira etapa consiste em definir sua forma de mensuração. Logo, a produtividade agropecuária da microrregião i em 2006 será representada por PAT_t , enquanto PAT_{t+n} é a produtividade agropecuária dessa microrregião em 2017.

$$VA_i = VP_i - CI_i \quad (1)$$

Primeiramente, definimos para cada microrregião i o Valor da Produção (VP_i) como o valor da produção dos estabelecimentos agropecuários e o Custo Intermediário (CI_i) como sendo o valor das despesas realizadas por estes estabelecimentos. Assim, o Valor Agregado (VA_i) é obtido pela subtração do primeiro pelo segundo. Após, com a razão entre o Valor Agregado e a Área Total Explorada (ATE_i) de cada microrregião i , teremos a Produtividade Agropecuária da Terra (PAT_i).

$$PAT_i = \frac{VA_i}{ATE_i} \quad (2)$$

Para os valores das despesas realizadas pelos estabelecimentos são consideradas pelo IBGE aquelas realizadas com adubos, corretivos do solo, agrotóxicos, medicamentos para animais e energia elétrica, por exemplo. Para os valores de produção, o instituto considera a produção de animais, vegetal, lavouras permanentes e temporárias, silvicultura, entre outras. Já a ATE_i é definida com como a área em estabelecimentos agrícolas.

3.1. Modelo Empírico

O modelo empírico utilizado na análise é apresentado por Almeida *et al.* (2008) e reproduzido por Raiher *et al.* (2016), onde os autores utilizam os conceitos de convergência β e σ . A convergência absoluta (teste β) é realizada através de uma regressão do logaritmo natural da razão obtida da divisão da produtividade agropecuária da terra (PAT) do período $i + n$ pela produtividade do período i , isto é:

$$\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) = \alpha + \beta \ln PAT_i + u \quad (3)$$

Assim, para que se confirme a convergência da produtividade agropecuária nessa estimação, é necessário que o coeficiente associado ao parâmetro β possua sinal negativo e seja estatisticamente significativo. Ademais, de acordo com Almeida e Guanziroli (2013), para legitimar a convergência, a variação da produtividade (α) dentre as microrregiões deve diminuir ao longo dos períodos.

A convergência β é uma condição necessária, mas não suficiente para a convergência α , uma vez que α é influenciada pelo termo de erro, ou por choques na regressão do crescimento, podendo fazer com que β diminua e α aumente. Deste modo, a produtividade não se direciona para uma situação de estado estacionário igual para todas as microrregiões, mas sim para as posições relativas de estado estacionário (RAIHER *et al.*, 2016).

Por consequência, considera-se que a convergência seja condicional, pois depende de características estruturais das microrregiões; dado que em regiões distintas existirão diferentes produtividades relativas de estado estacionário condicionadas por X (vetor de variáveis estruturais) (ALMEIDA, Marco Antônio S. de; GUANZIROLI, 2013). Logo, o modelo a ser estimado fica:

$$\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) = \alpha + \beta_1 \ln PAT_i + \beta_2 \ln X + u \quad (4)$$

Se existir alguma dependência espacial entre as microrregiões, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) dos modelos acima resultará em resultados inconsistentes e/ou ineficientes. Para contornar isto, a convergência deverá ser estimada por meio das técnicas específicas de econometria espacial.

Para especificar o modelo empírico da análise espacial da convergência, Florax *et al.* (2003) descrevem um roteiro: *I*) estimar o modelo de convergência por MQO; *II*) testar se existe autocorrelação espacial em razão de uma defasagem através do valor do Multiplicador de Lagrange para defasagem espacial (ML_ρ) ou de um erro por meio do Multiplicador de Lagrange para o erro espacial (ML_λ); *III*) caso a autocorrelação não seja confirmada pelos testes, estima-se o modelo de convergência por MQO; *IV*) caso contrário, se os resultados dos testes forem estatisticamente significativos, estima-se o modelo que apresentou o maior valor, conforme as versões robustas desses testes; ou seja, o Multiplicador de Lagrange Robusto para a defasagem espacial (MLR_ρ) e o Multiplicador de Lagrange Robusto para o erro espacial (MLR_λ). Assim, se $MLR_\rho > MLR_\lambda$ o modelo com defasagem espacial é o mais indicado, se $MLR_\rho < MLR_\lambda$, o modelo de erro espacial será o mais apropriado.

Caso o modelo mais apropriado seja o de defasagem espacial (SAR), os modelos de convergência espacial assumem as seguintes formas:

$$\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) = \alpha + \rho W \left[\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) \right] \beta \ln PAT_i + \varepsilon \quad (5)$$

$$\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) = \alpha + \rho W \left[\ln\left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i}\right) \right] \beta_1 \ln PAT_i + \beta_2 \ln X + \varepsilon \quad (6)$$

Nessas equações, definimos ρ como o coeficiente de defasagem espacial e W a matriz de ponderação espacial utilizada. A variável $W \left[\ln \frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right]$ pode ser interpretada como sendo a média do valor da variável $\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right)$ nas microrregiões vizinhas.

Por outro lado, se a dependência espacial for manifestada no erro (SEM), os modelos de convergência assumem as formas a seguir:

$$\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \beta \ln PAT_i + \xi \quad (7)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$$

$$\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \beta_1 \ln PAT_i + \beta_2 \ln X + \xi \quad (8)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$$

Além dos modelos acima, é necessário levar em consideração a possibilidade de transbordamento espacial das variáveis explicativas. Para isto foram testados os modelos Durbin espacial (SDM) e Durbin espacial do erro (SDEM). No primeiro, é incluído junto às variáveis explicativas um componente de transbordamento espacial WX para as variáveis estruturais, bem como da variável dependente defasada, conforme (9) e (10).

$$\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \rho W \left[\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) \right] + \pi_1 \ln PAT_i + \pi_2 W [\ln (PAT_i)] + \varepsilon \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \rho W \left[\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) \right] + \pi_1 \ln PAT_i + \pi_2 \ln X \\ + \pi_3 W [\ln (PAT_i)] + \pi_4 W [\ln (X)] + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

No segundo modelo, Durbin espacial do erro (SDEM), incorporam-se componentes espaciais de alcance local, como demonstram as equações (11) e (12). Esses elementos se manifestam nas variáveis explicativas exógenas e nos componentes espaciais que afetam o termo de erro.

$$\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \tau_1 \ln PAT_i + \tau_2 W [\ln (PAT_i)] + \xi \quad (11)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$$

$$\ln \left(\frac{PAT_{i+n}}{PAT_i} \right) = \alpha + \tau_1 \ln PAT_i + \tau_2 \ln X + \tau_3 W [\ln (PAT_i)] + \tau_4 W [\ln (X)] + \xi \quad (12)$$

$$\xi = \lambda W \xi + \varepsilon$$

3.2. Análise de dependência espacial

Acredita-se que a variação da produtividade agropecuária na microrregião i não fique restrita apenas a si, como também é capaz de propagar seu efeito sobre a produtividade da microrregião j ; em outras palavras, ocorre o efeito de transbordamento. Com este efeito, podemos afirmar que a distribuição espacial da produtividade da terra não ocorre de forma aleatória e que, portanto, há uma dependência espacial entre as microrregiões i e j .

Diante do exposto acima, conforme explica Almeida (2012, p. 102), antes de implementar a análise confirmatória na econometria espacial, é necessário realizar a Análise Exploratória dos Dados Espaciais. De acordo com o autor, essa análise é uma coleção de técnicas para descrever e visualizar distribuições, identificar regiões atípicas, descobrir padrões de associação, entre outros. A seguir, lançamos mão das técnicas: testes de autocorrelação espacial global e local e mapa de *clusters* LISA.

Em concordância com Almeida (2012, p. 76), adotamos de uma matriz de ponderação espacial (W) para realizar a análise. Essa matriz é quadrada de ordem $n \times n$, onde os elementos denotam o grau de conexão espacial entre as microrregiões seguindo um critério de proximidade. Neste trabalho, são utilizados critérios de contiguidade, com convenções do tipo rainha e torre, e de distância geográfica, com 3 vizinhos mais próximos. Assim, parte-se do pressuposto de que as microrregiões contíguas e próximas possuem uma interação mais forte do que as microrregiões mais distantes.

3.3. Autocorrelação espacial global

A autocorrelação espacial global identifica se a distribuição espacial da produtividade agropecuária da terra ocorre de forma aleatória ou se segue um padrão espacial sistemático pelas microrregiões brasileiras. Rejeitando a hipótese de aleatoriedade, considera-se que a produtividade de uma microrregião tem influência sobre a produtividade das microrregiões ao seu redor. Segundo Almeida (2012), para construir uma estatística de autocorrelação espacial é necessária uma medida de autocovariância, uma medida de variância dos dados e uma matriz de ponderação espacial (W). Como coeficiente de autocorrelação espacial temos a estatística I de Moran (1948), definida matricialmente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (13)$$

Onde n indica o número de microrregiões; z denota os valores da produtividade agropecuária da terra; Wz representa os valores médios das produtividades padronizadas nos vizinhos, definidos conforme a matriz W adotada; S_0 indica o somatório de todos os elementos da matriz de ponderação W (ALMEIDA, 2012).

A hipótese nula a ser testada é que a distribuição das produtividades entre as microrregiões do Brasil ocorre de forma aleatória, contra a hipótese alternativa de que essa distribuição segue um padrão espacial sistemático. O valor esperado de I de Moran, indicado por $E(I)$, é $-[1/(n - 1)]$; ou seja, valor encontrado caso não exista padrão espacial nos dados. Um valor de I maior do que o seu valor esperado indica uma autocorrelação espacial positiva, por outro lado, conseqüentemente, um valor de I abaixo deste resultado indica autocorrelação espacial negativa.

No caso avaliado por este trabalho, a indicação de autocorrelação espacial positiva significa que existe similaridade entre os valores de produtividade agropecuária da terra e da localização espacial – as microrregiões. Em geral, que as regiões com produtividade agropecuária elevada (baixa) são rodeadas por outras que também possuem uma produtividade elevada (baixa). Em contrapartida, a autocorrelação espacial negativa indica a dissimilaridade entre a produtividade e as microrregiões brasileiras. Assim, aquelas que possuem produtividade agropecuária elevada (baixa) tendem a estar próximas de microrregiões que possuem baixa (elevada) produtividade da terra.

3.4. Autocorrelação espacial local

Além da autocorrelação global, que nos fornece uma visão ampla dos dados, é de igual importância avaliarmos o conjunto através de seus pormenores locais, realizado pela autocorrelação espacial local. Essa análise se faz útil, por exemplo, quando o agrupamento dos dados está concentrado em poucas regiões. Assim, a autocorrelação espacial local é apurada por meio da estatística I de Moran local, formalizada da seguinte forma:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^i w_{ij} z_j \quad (14)$$

Onde I_i abrange somente os vizinhos da observação i , definidos de acordo com a matriz de ponderação W empregada. Ademais, z_i corresponde o valor da produtividade agropecuária da microrregião i padronizada; w_{ij} denota o elemento da matriz de ponderação e z_j é o valor da produtividade agropecuária da microrregião j padronizada. Assumindo a condição de normalidade, o valor esperado da estatística I_i é $E[I_i] = -w_i/(n - 1)$.

A análise da estatística I_i de Moran local é muito mais complexa em comparação com a global. Para cada observação é computado um I_i , obtendo-se, portanto, n computações da estatística I_i e seus respectivos níveis de significância, o que torna muito difícil de analisar separadamente. Logo, uma maneira mais eficiente e prática de analisar o conjunto de estatísticas é utilizando o mapa de *cluster* do tipo LISA, que exhibe apenas as microrregiões que possuem os I_i de Moran significativos para a produtividade agropecuária.

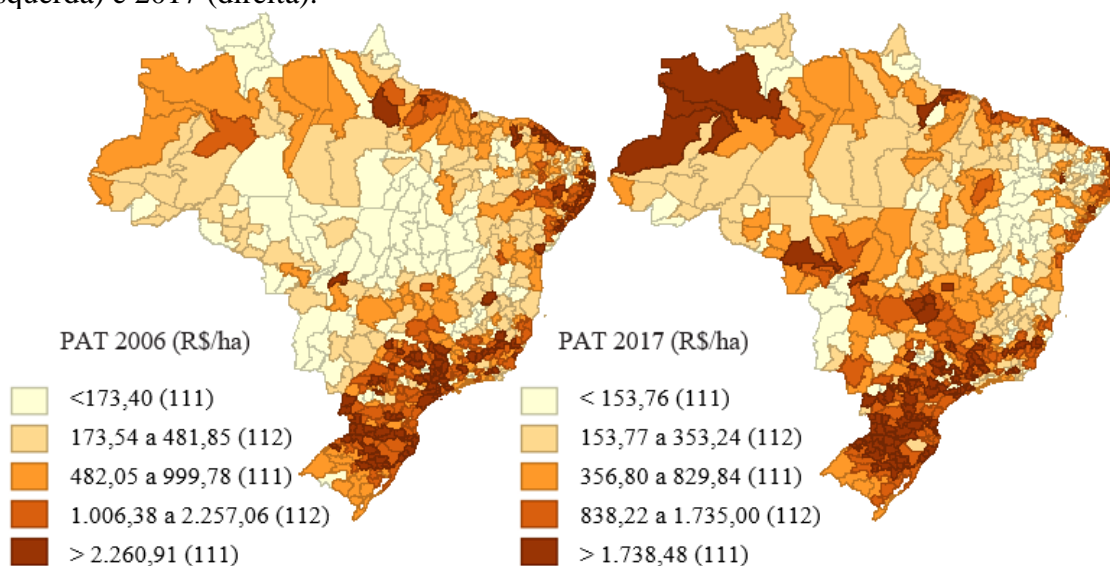
4. Resultados

Na presente seção, são apresentados e discutidos os resultados encontrados. Inicialmente, comenta-se sobre a distribuição espacial da produtividade nas microrregiões do Brasil por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais, com cálculos do índice I de Moran, global e local, e análise de *clusters*. Seguindo, testamos as hipóteses de convergência absoluta e condicional da produtividade agropecuária da terra nas microrregiões do Brasil.

4.1. Distribuição espacial da Produtividade Agropecuária nas microrregiões do Brasil

Na Figura 1 abaixo é apresentado o comportamento evolutivo da produtividade agropecuária da terra nas microrregiões do Brasil. Com valores deflacionados e atualizados para o ano de 2021, a média nacional da produtividade, em 2006, era de R\$1.111,70/ha e passou para R\$1.112,63/ha, em 2017. Mesmo os valores sendo próximos, salienta-se que a média obtida é nacional, ou seja, houve crescimento produtivo em determinadas regiões, como se destaca o Centro-Oeste e variação negativa em outras, ao exemplo do Nordeste.

Figura 1 – Produtividade agropecuária da terra nas microrregiões do Brasil em 2006 (esquerda) e 2017 (direita).



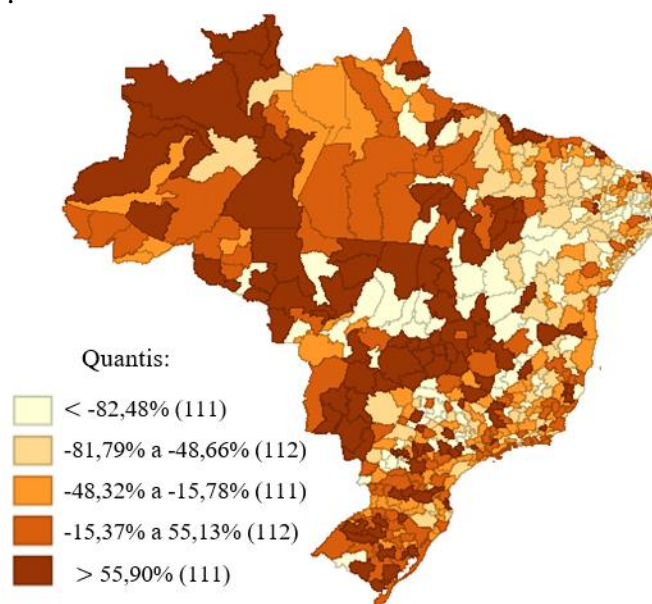
Fonte: elaborado pelos autores.

Em referência à Figura 1, é possível citar exemplos como a produtividade agrícola em 2006 resultou em R\$32.221,98/ha na microrregião de Natal/RN e queda de R\$76.003,00/ha em Baixo Cotinguiba, microrregião pertencente ao Sergipe. Em 2017, picos de alta produtividade foram alcançadas, chegando a R\$15.4280,71/ha na microrregião de Baixo Curu/Ceará e menores valores como atingido em Botucatu/SP, chegando a -R\$5.575,67/ha.

A eficiência produtiva nas microrregiões pertencentes as regiões Sul e Sudeste permaneceram, pelo menos com menor discrepância, sua produtividade. Nas microrregiões pertencentes ao estado de São Paulo, é possível observar uma queda significativa na produtividade agrícola de 2006 para 2017, a qual não necessariamente significa uma perda de dinamismo, mas pode ser justificado pelo crescimento industrial da região ou provimento de infraestrutura e capital (SAITH; KAMITANI, 2016).

Como um todo, ao analisarmos integralmente as microrregiões brasileiras, nota-se uma melhora significativa de 2006 para 2017, explicitado pela Figura 2. No mapa da figura, destacam-se principalmente microrregiões do Centro-Oeste e do Norte com aumento das taxas de produtividade. Visto que em 2006 essas eram regiões menos desenvolvidas e exploradas em relação ao Sul e Sudeste, produtores buscaram essas terras mais baratas para expandir lavouras temporárias e a pecuária (SAITH; KAMITANI, 2016). Mais ao Sul do Brasil é possível identificar, conforme já confirmado pela análise de Raiher (2016), um processo homogêneo da produtividade agrícola.

Figura 2 – Taxa de crescimento da produtividade agropecuária da terra nas microrregiões do Brasil entre 2006 e 2017.



Fonte: elaborado pelos autores.

Cabe ressaltar que a Figura 2 deixa claro que há um fluxo de desenvolvimento crescente nas regiões Centro-Oeste e Norte do país. Deste modo, políticas públicas mais eficientes podem ser desenvolvidas a fim de que haja uma expansão agrícola ambientalmente sustentável e agradável economicamente para a população dessas regiões, principalmente aquelas que se encontram em território da Floresta Amazônica.

Para realizar a análise de convergência espacial, é necessário que se defina previamente a matriz de pesos espaciais a ser utilizada; em outras palavras, o critério de contiguidade entre as microrregiões a ser adotado. Assim, a Tabela 1 apresenta as matrizes de pesos espaciais utilizadas, seus respectivos *I* de Moran e seu valor esperado, bem como o p-valor de cada

convenção para os anos de estudo. Assim, é possível identificar o comportamento e a autocorrelação espacial da produtividade no Brasil.

Tabela 1 – Coeficiente I de Moran global para as produtividades em 2006 e 2017.

Convenção	2006			2017		
	E (I)	I	p -valor	E (I)	I	p -valor
Rainha de ordem 1	-0.0018	0.0085	0.27	-0.0018	0.1838	0.00
Rainha de ordem 2	-0.0018	0.0039	0.33	-0.0018	0.1662	0.00
Torre de ordem 1	-0.0018	0.0087	0.27	-0.0018	0.1857	0.00
Torre de ordem 2	-0.0018	0.0042	0.32	-0.0018	0.1646	0.00
3 vizinhos mais próximos	-0.0018	0.0165	0.17	-0.0018	0.2474	0.00
3 vizinhos mais próximos (simétrica)	-0.0018	0.0002	0.48	-0.0018	0.2186	0.00

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: Pseudo-significância empírica baseada em 99.999 permutações aleatórias.

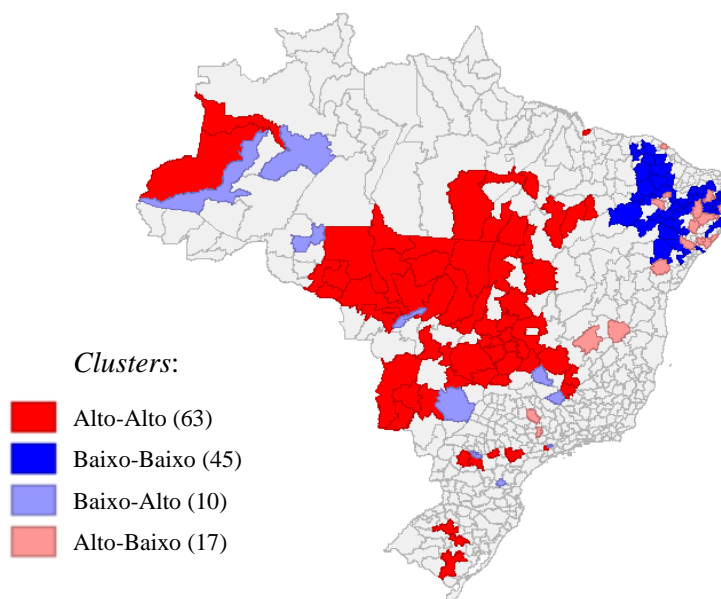
Percebe-se um padrão de associação espacial independentemente da matriz de pesos empregada e que os valores para I são maiores do que o esperado, desse modo, comprova-se a autocorrelação espacial positiva e que a distribuição espacial não é aleatória. Logo, microrregiões de alta produtividade são próximas a outras microrregiões com produtividade elevada, de forma que a produtividade de uma microrregião sofre influência das microrregiões adjacentes. Alternativamente, microrregiões com baixa produtividade também são vizinhas àquelas que apresentam essa característica.

Todas as matrizes calculadas mostraram-se estatisticamente significativas para os dados de 2017, confirmando que a produtividade sofre influência do espaço. Essa hipótese de autocorrelação espacial positiva é corroborada pelos trabalhos de Antunes e Stege (2020), Raiher *et al.* (2016), Almeida *et al.* (2008) e Perobelli *et al.* (2007). Ademais, o crescimento do I de Moran ao passar dos anos, capturado por todas as convenções, indica que o fenômeno de dependência espacial entre as microrregiões brasileiras se intensificou, bem como Raiher *et al.* (2016) encontram em seus resultados.

A matriz de pesos espaciais de 3 k -vizinhos mais próximos retornou os melhores resultados, tanto em 2006 quanto em 2017. Conforme os critérios de Baumont (2004), adotaríamos essa convenção para evitar a má especificação, pois ela captura a maior autocorrelação espacial. Porém, como é necessário que a matriz seja simétrica para a realização das regressões dos modelos, utilizamos a de 3 k -vizinhos (simétrica) em razão do melhor resultado da sua versão não simétrica e do alto valor de I de Moran para 2017 frente às convenções rainha e torre.

Como mencionado anteriormente, a análise estatística I de Moran local é mais complexa que a global e para que seja possível detectar a existência de relações de dependência espacial localmente é necessário utilizar o mapa de *clusters* LISA. Através do gráfico, apenas as microrregiões estatisticamente significativas são evidenciadas para a produtividade agropecuária. O mapa é apresentado na Figura 3 abaixo, onde apresentam-se *clusters*, ou agrupamentos, dos níveis de crescimento da produtividade no período de 2006 a 2017.

Figura 3 – Mapa de *clusters* LISA para o crescimento da produtividade nas microrregiões brasileiras entre 2006 e 2017.



Fonte: elaborado pelos autores.

De acordo com a figura, destacam-se os *clusters* Alto-Alto (AA) da região Centro-Oeste, no qual microrregiões de alta produtividade expandiram seus níveis juntamente com seus vizinhos. Esta concentração identificada na região pode ser justificada pelo avanço tecnológico empregado no trabalho agrícola. De acordo com Pires (2020), o Centro-Oeste recebeu projetos de desenvolvimento com grande capacidade de transformação das atividades agropecuárias, como o Polocentro (1975) e o Prodecer (1985). Com fortes incentivos governamentais para inovações em tecnologia provenientes da Revolução Verde em Goiás, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul, avançaram as produções de soja e milho, atraindo a presença de *trading companies* e agroindústrias, de forma que o desenvolvimento agrícola da região estivesse dado.

No Nordeste, destacam-se *clusters* Baixo-Baixo (BB), ou seja, microrregiões que ao longo do período obtiveram queda nos níveis de produtividade e são circundadas por microrregiões que também mantiveram baixos níveis. Existem alguns possíveis fatores para justificar estes *clusters* BB, como algumas limitações de ordem edafoclimáticas identificadas historicamente, dada as crises hídricas que ocorrem na região. Se tratando de uma região predominantemente semiárida, a precipitação média anual fica entre 500 e 800 milímetros (SUASSUNA, 2005). Além disso, áreas susceptíveis à desertificação cobrem cerca de 1.340.000 km², distribuídas grande parte sobre o Nordeste, totalizando nove estados da região (TECNOLOGIAS DE CONVIVÊNCIA COM O SEMIÁRIDO BRASILEIRO, 2019).

Os *clusters* de alta produtividade encontrados por este trabalho e concentrados na região Centro-Oeste foram apurados também por Antunes e Stege (2020), bem como a concentração de baixa produtividade na região do Nordeste brasileiro. Ademais, Saith e Kamitani (2016) verificaram a existência de aglomerações AA no Centro-Oeste para pecuária bovina e lavouras temporárias. De mesmo modo, os autores mencionam concentração do tipo BB no Nordeste para essas duas variáveis e em sua grande parte para lavouras permanentes.

4.2. Convergência da Produtividade Agropecuária nas microrregiões do Brasil

Na Tabela 2 estão dispostos os resultados para os modelos de mínimos quadrados ordinários (MQO), defasagem espacial (SAR), erro espacial (SEM), Durbin espacial (SDM) e Durbin espacial do erro (SDEM) quanto à convergência absoluta da produtividade agrícola das microrregiões brasileiras. De acordo com os testes no multiplicador de Lagrange e no multiplicador de Lagrange robusto, o modelo com defasagem espacial (SAR) é o mais adequado, uma vez que $MLR_{\rho} > MLR_{\lambda}$.

Tabela 2 – Resultado dos modelos para a convergência absoluta.

Variáveis	Modelo				
	MQO (1)	SAR (2)	SEM (3)	SDM (4)	SDEM (5)
Constante	0.5097*** (0.00)	0.4406*** (0.00)	0.3611*** (0.00)	0.6369*** (0.00)	0.8603*** (0.00)
Ln PAT 2006	-0.1163*** (0.00)	-0.0932*** (0.00)	-0.0918*** (0.00)	-0.0824*** (0.00)	-0.0913*** (0.00)
Ln W PAT 2006	-	-	-	-0.0434 (0.17)	-0.0823** (0.01)
λ	-	-	0.3531*** (0.00)	-	0.3428*** (0.00)
ρ	-	0.356*** (0.00)	-	0.3428*** (0.00)	-
R ²	0.0584	0.1777	0.1709	0.1781	0.1772
I Moran do Resíduo	0.242*** (0.00)	-0.0286 (0.19)	-0.0216 (0.26)	-0.0204 (0.27)	-0.0190 (0.29)
Crit. Informação Akaike	1599.03	1546.11	1548.31	1546.25	1544.83
Crit. Schwarz	1607.68	1559.08	1556.96	1563.54	1557.8
ML ρ (defasagem)	66.18*** (0.00)	-	-	-	-
MLR ρ (defasagem robusta)	7.965*** (0.00)	-	-	-	-
ML λ (erro)	59.76*** (0.00)	-	-	-	-
MLR λ (erro robusto)	1.554 (0.21)	-	-	-	-

Fonte: elaborado pelos autores. Nota: ***Valores significativos a 1%; **Valores significativos a 5%; *Valores significativos a 10%. *p*-Valor entre parênteses. Legenda: PAT é a produtividade agr. da terra; λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; W é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais; Ln significa logaritmo natural; ML significa Multiplicador de Lagrange.

De acordo com a Tabela 2, é possível perceber que o coeficiente que acompanha a produtividade de 2006 (representado por *Ln PAT 2006*) apresentou sinal negativo e significância estatística ao nível de 1%. Portanto, na média, as microrregiões brasileiras que possuíam uma produtividade menor em 2006 alcançaram um nível de crescimento maior em 2017. Desse modo, é possível constatar que ocorre um processo de queda da desigualdade entre as microrregiões, equilibrando o desempenho agrícola brasileiro.

O parâmetro λ que representa o efeito espacial apresentou-se estatisticamente significativo a 1%, logo, o efeito sobre a produtividade também é oriundo de choques de microrregiões vizinhas. Dessa forma, o aperfeiçoamento da produtividade de uma

microrregião também é influenciado pelo comportamento das demais microrregiões a sua volta. Ao adicionar a defasagem espacial ($Ln W PAT$) à regressão, não apresentou alterações significativas, o coeficiente (que resulta a convergência) continua negativo e significativo a 1%. Portanto, as microrregiões vizinhas possuem um movimento de produtividade homogêneo.

No caso dos modelos SEM e SAR, os testes do tipo Multiplicador de Lagrange conseguem definir qual é o melhor modelo, porém não são apropriados para os modelos SDM e SDEM. Nestes casos, de acordo com Tyszler (2006 *apud* ALMEIDA, 2012, p. 236), considera-se o melhor modelo aquele que apresentar o menor valor do critério de informação. Assim, determinamos o menor resultado do Critério de Informação Akaike (AIC) como critério de escolha pois, de acordo com Nielsen (2021), é aquele que nos retorna a menor complexidade do modelo e, ao mesmo tempo, aumenta a probabilidade e qualidade do ajuste. Analisando os AIC, constatou-se o modelo Durbin espacial do erro (SDEM) como o mais adequado.

Em síntese, constata-se um processo de convergência da produtividade agrícola das microrregiões do Brasil independentemente do modelo espacial usado para estimar a regressão, tornando os resultados obtidos robustos. Contudo, as microrregiões possuem características heterogêneas, de modo que não necessariamente todas as microrregiões poderiam chegar a um ponto de convergência em comum dentro de um mesmo período.

Conforme Raiher *et al.* (2016), microrregiões que apresentam o maior grau de similaridade tendem a convergir no longo prazo independentemente da condição inicial; porém, microrregiões com características distintas poderiam convergir para diferentes estados estacionários. Por esse fato, autores como Souza e Porto Junior (2002) criticam o modelo de convergência absoluta, pois os resultados que são obtidos não refletem com tanta precisão a realidade.

Como mencionado anteriormente, o Brasil é um país de dimensões continentais e o meio rural apresenta grandes diferenças entre as regiões, tanto culturalmente quanto estruturalmente. Para exemplificar a diversidade brasileira, em algumas localidades pode acontecer que os produtores tem mais acesso à assistência técnica e à educação, enquanto em outras podem haver obstáculos para a utilização de máquinas e insumos agrícolas. Logo, em busca de resultados mais precisos, realizou-se um novo teste de convergência, acrescentando variáveis de controle nas regressões, verificando a convergência condicional da produtividade conforme mostra a Tabela 3.

Tabela 3 – Resultado dos modelos para a convergência condicional.

Variáveis	Modelo				
	<i>MQO (1)</i>	<i>SAR (2)</i>	<i>SEM (3)</i>	<i>SDM (4)</i>	<i>SDEM (5)</i>
Constante	0.2759** (0.04)	0.2594** (0.04)	0.2432* (0.08)	0.2720 (0.19)	0.3266 (0.16)
Ln Área	-0.0575 (0.74)	-0.1222 (0.47)	-0.1004 (0.59)	-0.4975** (0.02)	-0.4712** (0.02)
Ln Assistência	-0.2084** (0.03)	-0.1778* (0.05)	-0.1991** (0.04)	-0.1654 (0.10)	-0.1714* (0.08)
Ln Gini	-0.2364 (0.65)	-0.3464 (0.49)	-0.5259 (0.32)	-1.0146* (0.07)	-0.8983 (0.10)
Ln Insumos	0.0799 (0.34)	0.0499 (0.53)	0.0534 (0.52)	0.0240 (0.77)	0.0351 (0.67)
Ln Máquinas	0.2164*** (0.00)	0.1608*** (0.00)	0.1806*** (0.00)	0.0716* (0.08)	0.0853** (0.03)
Ln Mão de Obra	0.2771* (0.09)	0.2337 (0.13)	0.2268 (0.17)	0.1207 (0.49)	0.1351 (0.43)
Ln Pecuária	-0.6223*** (0.00)	-0.5678*** (0.00)	-0.5723*** (0.00)	-0.5580*** (0.00)	-0.5823*** (0.00)
Ln Tratores	0.3125*** (0.00)	0.2852** (0.01)	0.2961** (0.01)	0.1580 (0.22)	0.1730 (0.17)
Ln PAT 2006	-0.0993*** (0.00)	-0.0872*** (0.00)	-0.0919*** (0.00)	-0.0704*** (0.00)	-0.0735*** (0.00)
Ln W Área	-	-	-	0.5703* (0.05)	0.5255* (0.08)
Ln W Assistência	-	-	-	-0.0527 (0.74)	-0.0845 (0.61)
Ln W Gini	-	-	-	2.4302*** (0.00)	2.4552*** (0.00)
Ln W Insumos	-	-	-	0.2128 (0.11)	0.2280 (0.10)
Ln W Máquinas	-	-	-	0.1650** (0.01)	0.1906*** (0.00)
Ln W Mão de Obra	-	-	-	0.3277 (0.21)	0.3944 (0.14)
Ln W Pecuária	-	-	-	-0.1059 (0.63)	-0.2081 (0.37)
Ln W Tratores	-	-	-	0.1157 (0.58)	0.1622 (0.45)
Ln W PAT 2006	-	-	-	-0.0370 (0.24)	-0.0542* (0.09)
λ	-	-	0.2048*** (0.00)	-	0.1559*** (0.00)
ρ	-	0.2437*** (0.00)	-	0.1639*** (0.00)	-
R ²	0.2066	0.2520	0.2325	0.2838	0.2815
<i>I</i> Moran do Resíduo	0.1032*** (0.00)	-0.0418** (0.09)	-0.0057 (0.45)	-0.0080 (0.42)	-0.0009 (0.48)
Crit. informação Akaike	1519.61	1498.09	1507.63	1486.72	1486.07
Crit. Schwarz	1562.84	1545.64	1550.86	1573.17	1568.20
ML ρ (defasagem)	24.91*** (0.00)	-	-	-	-
MLR ρ (defasagem robusta)	27.43*** (0.00)	-	-	-	-
ML λ (erro)	10.87*** (0.00)	-	-	-	-
MLR λ (erro robusto)	13.39*** (0.00)	-	-	-	-

Fonte: elaborado pelos autores. Nota: ***Valores significativos a 1%; **Valores significativos a 5%; *Valores significativos a 10%. *p*-Valor entre parênteses. Legenda: Área explorada (ha); Percentual de estabelecimentos com assistência técnica regular; Índice de concentração da terra (Gini); Custo com insumos (R\$/ha); Máquinas e implementos agrícolas por ha; Mão de Obra por ha; Percentual da área explorada destinada à pecuária; Tratores por ha; PAT é a produtividade da terra; λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial; ρ é o coeficiente autorregressivo espacial; W é um vetor $n \times 1$ de defasagens espaciais; Ln significa logaritmo natural; ML significa Multiplicador de Lagrange.

Ao analisar a convergência condicional, o coeficiente da produtividade inicial ($Ln PAT 2006$) manteve-se negativo e estatisticamente significativo a 1% nas novas estimações, ou seja, confirma-se a convergência condicional entre as microrregiões brasileiras. O resultado que mais chama a atenção é da variável área explorada destinada à pecuária, a qual é negativa e significativa a 1% em todos os modelos testados. Outras variáveis com coeficientes negativos e significativos são a área explorada e o percentual de estabelecimentos com assistência. Tratores e máquinas agrícolas por hectare são os coeficientes positivos e significativos retornados pelos modelos.

Após adicionar a defasagem espacial nas variáveis de controle, identificou-se que o sinal negativo e a significância a 1% se mantém no coeficiente que testa a convergência. Assim, como apresentado nos testes de convergência absoluta, as microrregiões vizinhas possuem um movimento de produtividade homogêneo. Observa-se ainda sobre as variáveis defasadas o caso dos resultados positivos e significativos do índice de concentração da terra e do percentual da área destinada à pecuária.

Nas estimações realizadas, o modelo SAR continua sendo apropriado, de acordo com os testes do multiplicador de Lagrange e do multiplicador de Lagrange robusto. Porém, ao analisar os critérios de informação AIC, constatou-se que o modelo SDEM ainda é o mais adequado para a realização das estimações.

5. Considerações Finais

Assim, dado que o Brasil apresenta grande diversidade agrícola, cultural, social e econômica entre as regiões e que a agropecuária é um setor de suma importância para o PIB brasileiro, surgiu o interesse de analisar a produtividade agropecuária da terra em nível nacional, aferindo as hipóteses de convergência absoluta e condicional. Por se tratar de uma análise de grande magnitude, utilizou-se as microrregiões como unidade de análise, estimando um modelo de convergência através da econometria espacial.

Por meio de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais, confirmou-se que a distribuição espacial da produtividade agropecuária brasileira não é aleatória, de modo que as microrregiões, tanto de alta como de baixa produtividade, se encontram agrupadas ao longo do território nacional. Com o mapa de *clusters* LISA para a taxa de crescimento da produtividade entre 2006 e 2017, constata-se a região Centro-Oeste com o maior número de microrregiões Alto-Alto e o Nordeste com *clusters* Baixo-Baixo, corroborando com outros trabalhos da literatura.

Dentro deste escopo, estimou-se os modelos de convergência. Nos testes e estimações da convergência absoluta, observou-se que independentemente do modelo espacial utilizado para estimação, o processo de convergência da produtividade mostrou-se presente, tornando os resultados obtidos robustos. Além disso, apresentou-se um processo de dependência espacial entre as microrregiões analisadas, assim, pode-se afirmar que quando ocorre um crescimento da produtividade em uma microrregião, também afetará positivamente o crescimento produtivo das microrregiões vizinhas.

Ao realizar os testes de convergência condicional, acrescentando variáveis de controle nas estimações dos modelos, nota-se que o coeficiente da produtividade inicial ($Ln PAT 2006$) foi negativo e significativo, ou seja, também confirma a existência de convergência. Porém, em valores absolutos, apresentou ser menor se considerar os valores encontrados para os testes de convergência absoluta, o que pode ser justificado pelo fato que a inserção das variáveis de controle influenciam e fazem com que as suas defasagens espaciais diluam o coeficiente da produtividade. Como resultado, é possível afirmar que microrregiões que possuem características semelhantes tendem a convergir para uma

mesma direção de produção, mas sem a garantia de ocorrer dentro de um mesmo período de tempo.

Os testes para verificar a convergência absoluta e condicional identificam um processo positivo de crescimento produtivo. Além disso, com a presença da dependência espacial entre as microrregiões favorece a aplicação de recursos no setor agropecuário, favorecendo não apenas a uma região, mas atingindo as microrregiões vizinhas. Portanto, a existência da convergência é explicada também pela introdução de novas tecnologias, como o número de máquinas agrícolas por hectare, que se mostrou significativo para a convergência. Ou seja, nas microrregiões onde a produtividade é apresentada em menor escala, como na região Nordeste do Brasil, as políticas públicas adotadas devem transformar as características estruturais, fazendo com que a convergência se intensifique, beneficiando não apenas a uma microrregião, mas também suas vizinhas.

Referências

ALMEIDA, E. S. de; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, p. 31–52, mar. 2008. Disponível em:

<https://www.revistasober.org/article/doi/10.1590/S0103-20032008000100002>. Acesso em: 9 jun. 2022.

ALMEIDA, M. A. S. de; GUANZIROLI, C. E. Análise exploratória espacial e convergência condicional das taxas de crimes em Minas Gerais nos anos 2000. *In*: XLI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA ANPEC, 2013. Foz do Iguaçu (PR), 2013. p. 18. Disponível em: https://www.anpec.org.br/encontro/2013/files_I/i12-1d13c09485009584e18e968236b99022.pdf. Acesso em: 11 jun. 2022.

ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea, 2012.

ALVES, E.; SOUZA, G. da S. e; ROCHA, D. de P. Lucratividade da agricultura. **Revista de Política Agrícola**, v. 21, n. 2, p. 45–63, 8 out. 2012. Disponível em:

<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/view/96>. Acesso em: 9 jun. 2022.

ANTUNES, L.; STEGE, A. L. Análise Espacial da Convergência da Produtividade Agrícola Brasileira (1990-2018). *In*: XXIII ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL – ANPEC SUL, 2020., Área 4 - Economia Agrária e Ambiental. [Online], 2020. p. 20. Disponível em: <http://www.anpec.org.br/novosite/br/xxiii-encontro-de-economia-da-regiao-sul--artigos-selecionados>.

BATISTELLA, P. *et al.* Avaliação do processo de convergência da produtividade agrícola: uma análise espacial nos municípios gaúchos. **Revista de Economia e Agronegócio**, Viçosa/MG, v. 17, n. 3, p. 462–484, 16 dez. 2019. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7929>. Acesso em: 15 jun. 2022.

BAUMONT, C. **Spatial effects in housing price models: do housing prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Research Report. Université de Bourgogne: Laboratoire d'économie et de gestion (LEG), maio 2004. Disponível em: <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01525664>. Acesso em: 11 jun. 2022.

CASTRO, L. S. de; ALMEIDA, E. S. de; LIMA, J. E. de. A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Revista ESPACIOS** | Vol. 36 (Nº 21) Año 2015, 19 nov. 2015. Disponível em: <http://www.revistaespacios.com/a15v36n21/15362121.html>. Acesso em: 31 ago. 2018.

CEPEA. PIB do Agronegócio Brasileiro. 16 mar. 2022. **Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA-Esalq/USP**. Disponível em: <https://www.cepea.esalq.usp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx>. Acesso em: 9 jun. 2022.

FAVRO, J.; CALDARELLI, C. E.; CAMARA, M. R. G. da. Modelo de Análise da Oferta de Exportação de Milho Brasileira: 2001 a 2012. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 53, n. 3, p. 455–476, 2015. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005303005>. Acesso em: 15 nov. 2019.

FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557–579, set. 2003. Disponível em: <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0166046203000024>. Acesso em: 11 jun. 2022.

GASQUES, J. G. *et al.* **Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil**. Texto para Discussão, n. 1009. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), fev. 2014.

GRAY, E.; JACKSON, T.; ZHAO, S. **Agricultural Productivity: Concepts, Measurement and Factors Driving It: A perspective from the ABARES productivity analyses**. Rural Industries Research and Development Corporation, n. 10/161. Canberra: Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics and Sciences, mar. 2011. Disponível em: <https://agrifutures.com.au/product/agricultural-productivity-concepts-measurement-and-factors-driving-it-a-perspective-from-the-abares-productivity-analyses/>. Acesso em: 9 jun. 2022.

IBGE. Em 11 anos, agricultura familiar perde 9,5% dos estabelecimentos e 2,2 milhões de postos de trabalho. 2019. **IBGE - Censo Agro 2017**. Disponível em: <https://censoagro2017.ibge.gov.br/2012-agencia-de-noticias/noticias/25786-em-11-anos-agricultura-familiar-perde-9-5-dos-estabelecimentos-e-2-2-milhoes-de-postos-de-trabalho.html>. Acesso em: 12 jun. 2022.

LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 2004. 193 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Universidade de São Paulo, Piracicaba - SP, 2004. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-05052005-162512/>. Acesso em: 9 jun. 2022.

MAPA. Indicadores Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. 2022. **Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro**. Disponível em: <https://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm>. Acesso em: 25 abr. 2022.

MORAN, P. A. P. The Interpretation of Statistical Maps. **Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)**, v. 10, n. 2, p. 243–251, jul. 1948. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.2517-6161.1948.tb00012.x>. Acesso em: 11 jun. 2022.

NIELSEN, A. **Análise prática de séries temporais: predição com estatística e aprendizado de máquina**. Rio de Janeiro: Editora Alta Books, 2021.

PEROBELLI, F. S. *et al.* Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova Economia**, v. 17, n. 1, p. 65–91, abr. 2007. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0103-63512007000100003>. Acesso em: 13 jun. 2022.

PIRES, M. J. de S. **O grau de heterogeneidade da estrutura agrícola da região Centro-oeste segundo os censos agropecuários 1995, 2006 e 2017**. Texto para Discussão, n. 2607. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), out. 2020. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.38116/td2607>. Acesso em: 9 jun. 2022.

RAIHER, A. P. *et al.* Convergência da Produtividade Agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, p. 517–536, set. 2016. Disponível em: <https://www.revistasober.org/article/doi/10.1590/1234-56781806-94790540307>. Acesso em: 9 jun. 2022.

SAITH, W.; KAMITANI, E. L. T. Convergência e dinâmica agropecuária: uma análise espacial entre os anos de 1990 e 2013. **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 14, n. 1,2,3, 2016. Disponível em: <https://periodicos.ufv.br/rea/article/view/7601>. Acesso em: 13 jun. 2022.

SOUZA, N. de J. de; PORTO JÚNIOR, S. da S. Crescimento Regional e novos testes de convergência para os municípios da região Nordeste do Brasil. 2002. Disponível em: <<https://www.researchgate.net/publication/266213580>>.

SUASSUNA, J. Potencialidades hídricas do Nordeste brasileiro. **Parcerias Estratégicas**, v. 20, n. 1, p. 131–156, 2005. Disponível em: <http://www.sfrancisco.bio.br/aspbio/arquivos/pothidric.pdf>.

TEIXEIRA, R. F. A. P.; BERTELLA, M. A. Distribuição espaço-temporal da produtividade média do café em Minas Gerais: 1997-2006. **Revista Análise Econômica**, v. 33, n. 63, 31 mar. 2015. Disponível em: <http://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/25814>. Acesso em: 9 jun. 2022.

XIMENES, L. F.; SILVA, M. S. L. da; BRITO, L. T. de L. (Ed.). Tecnologias de convivência com o semiárido brasileiro. Fortaleza - CE: Banco do Nordeste do Brasil, 2019. p. 160–186. Disponível em: <https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/1112121/tecnologias-de-convivencia-com-o-semiarido-brasileiro>. Acesso em: 14 jun. 2022.