



CONVERGÊNCIA DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NO BRASIL: UMA ANÁLISE UTILIZANDO REGIMES ESPACIAIS

Luzia Aparecida Antunes. UEPG. E-mail: luziaaantunes@yahoo.com
Alysson Luiz Stege. UEPG. E-mail: alyssonstege@uepg.br

RESUMO: A agricultura é tema de diversos trabalhos, pois é um setor de suma importância para a economia brasileira. Em 2017 o Brasil foi o segundo maior produtor de soja do mundo e com a grande diversidade de climas, de solos e o avanço da tecnologia tem-se um diferencial de produtividade entre as regiões. Isto posto, este estudo buscou identificar se a produtividade agrícola brasileira ao longo de 25 anos (1990 a 2015) apresentou um processo de convergência entre as microrregiões, levando em consideração regimes espaciais, que buscam captar diferenças regionais. Encontraram-se evidências da existência de um processo de convergência da produtividade agrícola para todas as regiões, ou seja, regiões com baixa produtividade agrícola tendem a crescer mais rapidamente que regiões com alta produtividade, diminuindo ao longo do tempo as diferenças entre as produtividades.

Palavras-Chave: Produtividade, microrregiões, econometria espacial, regimes espaciais.

ABSTRACT: Agriculture is the subject of several studies, since it is a sector of great importance for the Brazilian economy. In 2017 Brazil was the second largest producer of soybeans in the world and with the great diversity of climates, soils and the advancement of technology there is a productivity differential between the regions. This study aimed to identify if the Brazilian agricultural productivity over 25 years (1990 to 2015) presented a process of convergence between the microregions, taking into account spatial regimes, which seek to capture regional differences. Evidence was found of the existence of a process of convergence of agricultural productivity for all regions, that is. regions with low agricultural productivity tend to grow faster than regions with high productivity, decreasing over time the differences between productivities

Key-Words: Productivity, microregions, spatial econometrics, space regimes.

ÁREA 4: Economia Agrária e Ambiental.

JEL: Q10

1. INTRODUÇÃO

Entre os anos de 2015 e 2016 o setor agropecuário brasileiro foi o que apresentou a maior taxa de crescimento da economia nacional, grande parte devido ao agronegócio (CNA, 2016). Outro motivo pelo qual a agricultura brasileira tem se destacado é pela sua contribuição as exportações, pois grande parte do que é produzido internamente é exportado, gerando divisas e contribuindo com o equilíbrio da balança comercial (RAHIER et al, 2016). No ano de 2017 o Brasil foi o segundo maior produtor de soja do mundo, perdendo apenas para os Estados Unidos, exportando um total de 25,4 bilhões de dólares (EMBRAPA, 2018).

Segundo Felema, Raiher e Ferreira (2013), a agricultura ganha cada vez mais destaque à medida que a demanda por alimentos aumenta, devido à expansão da renda nacional, na melhoria da saúde e principalmente pelo crescimento populacional.

O crescimento e o desenvolvimento agrícola brasileiro nos últimos anos podem ser explicados pelo aumento da produtividade agrícola (GASGUES et al, 2010), aumento da área plantada (FELEMA; RAHIER; FERREIRA, 2013), desenvolvimento de novas tecnologias e de novos e melhores manejos do solo (LOPES; GUILHERME, 2007). Segundo Campos e Navarro (2013), o desenvolvimento da agricultura é tido como um crescimento “bifronte”, pois é marcado por grandes taxas de crescimento da produção e altos níveis de produtividade.

O crescimento do setor agrícola foi acompanhado de um aumento significativo em sua produtividade. Pode-se apontar como causas deste aumento as pesquisas desenvolvidas pela EMBRAPA, Universidades e Institutos Agrônômicos; pelo uso do sistema de plantio direto; aperfeiçoamento de novas e melhores técnicas de produção; do uso de tecnologias cada vez mais sofisticadas no campo; da capacitação da mão de obra que é empregada no setor e das políticas promovidas pelo governo para investimentos na propriedade rural (EMBRAPA, 2013; FORNAZIER; VIEIRA FILHO, 2013; FELEMA; RAHIER; FERREIRA, 2013).

Entretanto, o aumento da produtividade agrícola não ocorre de maneira homogênea em todo o território brasileiro, como mostra Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) e Felema, Rahier e Ferreira (2013) e Rahier et al. (2016). Um fator que influencia fortemente a produtividade agrícola são as condições edafoclimáticas de cada região, conseqüentemente a produtividade agrícola de determinada região estará sujeita à sua localização e as suas fronteiras agrícolas, ou seja, ao espaço em que se encontra (TEIXEIRA; BERTELLA, 2015). Nos estudos sobre produtividade as regiões não podem ser tratadas como ilhas isoladas, sendo o espaço um fator fundamental para a análise da agricultura (LOPES, 2004).

Neste contexto, o objetivo deste estudo é analisar empiricamente a existência de um processo de convergência da produtividade agrícola nas microrregiões do Brasil entre os anos de 1990 a 2015 considerando o espaço e as diferenças regionais.

A convergência é um processo onde uma variável apresenta valores diferentes, mas ao longo do tempo essas diferenças acabam ou diminuem (LOPES, 2004). Pode-se dividir a convergência em absoluta e condicional. A convergência absoluta observa o valor inicial e final da produtividade, neste caso supõe-se que a taxa de crescimento da produtividade é em função apenas da produtividade inicial. Já convergência condicional, considera que o crescimento da produtividade não é apenas em função da sua condição inicial, mas também de outras variáveis que possam explicar a produtividade, desse modo à convergência condicional inclui variáveis relevantes, que influenciam o crescimento agrícola, como por exemplo, o número de máquinas no campo. Neste estudo se analisará apenas a convergência absoluta.

O estudo da produtividade agrícola e seu processo de convergência podem ser encontrados em diversos trabalhos, tais como: Ewert et al (2005), Almeida, Perobelli e Ferreira (2008), Gasques et al (2010) Poudel, Paudel e Zilberman (2011), Ball, Hallahan e Nehring (2004), Galanopoulos et al (2006) dentre outros. A presente pesquisa diferencia-se da literatura existente, pois será testada a hipótese da existência ou não de um processo de convergência absoluta da produtividade agrícola, utilizando a econometria espacial com regimes espaciais, a qual modela a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. A inclusão do espaço torna os resultados obtidos com a pesquisa mais robustos, já que o espaço é uma variável fundamental para estudos sobre a produtividade agrícola.

O trabalho está dividido em cinco seções, além desta introdução. A segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura; a terceira seção descreve a metodologia empregado no estudo; a quarta seção apresentada os resultados da pesquisa; e, a quinta seção as considerações finais.

2. REVISÃO DA LITERATURA

O desempenho da agricultura e sua contribuição para a economia pode ser medido por meio do cálculo de sua produtividade. A produtividade pode ser contabilizada através da Produtividade Total dos Fatores (PTF), que segundo Gasques et al (2010), é o cálculo da produtividade considerando a relação entre produto e insumo, podendo ser estimada a partir do Valor Bruto da Produção (VBP). Outro método que contabilizar a produtividade, é através da Produtividade Parcial dos Fatores (PPF), a qual não leva em consideração os insumos utilizados na produção, tais como trabalho, terra e capital. A PPF é utilizada com mais frequência devido à dificuldade de se obter os dados para o cálculo da PTF.

Encontra-se na literatura diversos trabalhos que analisam a produtividade agrícola e a convergência da produtividade da terra. Ewert et al (2005), realizaram uma estimacão da previsão da produtividade agrícola para dezessete países da Europa¹. Em seus resultados constataram que há tendência de expansão da produtividade da terra, embora esse crescimento tenha um limite, mas que ainda há espaço para que ocorram aumentos do rendimento agrícola, sendo a tecnologia como o determinante principal do aumento da produtividade, uma vez que as áreas agricultáveis diminuirão devido a expansão do meio urbano.

O trabalho de Gasques et al (2010) apresentou o cálculo da PTF para cada unidade da federação, como o trabalho dos autores buscava atualizar uma pesquisa anterior (que usou dados do Censo agropecuária de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996) nesse estudo foram mantidos os resultados do trabalho anterior acrescentando dados Censo Agropecuário de 2006. O cálculo da PTF apresentou uma trajetória crescente entre 1970 e 2006, deixando claro que a agricultura vem crescendo de maneira contínua ao longo dos anos e que o crescimento da produção agrícola se deu essencialmente pelo aumento da produtividade.

Poudel, Paudel e Zilberman (2011) testaram a hipótese de convergência absoluta da PTF da agricultura, entre 48 estados dos Estados Unidos, para o período de 1960 a 1996. Para a estimacão da convergência os autores fizeram uso da econometria utilizando dados em cross-section. Os resultados não corroboram a existência de um processo de convergência agrícola entre os estados americanos, porém identificou-se um processo de convergência entre grupos de estados (*clusters*). Segundo os autores essa convergência pode ser explicada em certa medida pela acumulacão de capital humano.

No trabalho realizado por Ball, Hallahan e Nehring (2204), estudou-se a convergência da produtividade para 48 estados dos Estados Unidos, entre os anos de 1960-1999. Foi estimado um modelo de convergência condicional onde forem incluídas para buscar explicar à convergência a razão capital/trabalho e insumos/trabalho, sendo ambos significativos. Os dados foram coletados do Department of Agriculture's Economic Research Service para insumos e produtos. Como resultado se obteve que a PTF da agricultura americana cresceu em média no período cerca de 1,71% ao ano, e que os estados que possuíam menores produtividade foram os que mais cresceram comprovando a hipótese que houve um processo de convergência da produtividade total dos fatores na economia americana. Outro fator abordado pelos autores é que esse processo de convergência ocorreu influenciado por difusões de informações e técnicas novas, comprovando que houve um catch-up tecnológico.

Uma análise de convergência condicional foi testada para 13 países do Mediterrâneo no trabalho de Galanopoulos et al (2006). Os autores coletaram dados de um 1 produto e 5 insumos da Food and Agriculture Organization (FAO), e calcularam a PTF verificando que esta apresentou um crescimento médio de 0,7% ao ano num período de 1961-2002. Já o processo de convergência foi estimado por dois métodos, o primeiro através da convergência β , onde não se identificou que as desigualdades entre os

¹ Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Países Baixos, Portugal, Reino Unido, Suécia, Noruega e Suíça.

países mediterrâneos havia se reduzido no período, porém nos anos de 1961-1980 observou um processo de divergência. E o segundo método foi retirado do trabalho de Mahar e Inder (2002), onde se tem uma estimativa que permite observar cada país, ainda assim nesse processo apenas Egito, Grécia, Tunísia e Espanha apresentaram convergência condicional da produtividade agrícola.

Por fim, Almeida, Perobelli e Ferreira (2008) estimaram um modelo de convergência absoluta para a produtividade agrícola de todas as microrregiões brasileiras, entre os anos de 1991 a 2003 e controlando a dependência espacial, utilizando econometria espacial através de modelos de defasagem e erro espacial. Em seus resultados foram encontradas evidências de um processo de convergência absoluta, exceto para o subperíodo de 1991-1994 onde o parâmetro que capta convergência não se apresentou significativo, o autor indagou que através desses resultados deveria se analisar fatores como capital físico, humano e fatores edafoclimáticos e ver qual a implicação sobre a convergência.

Existe uma lacuna na literatura brasileira referente ao uso de modelos econométricos que controlem a dependência espacial e heterogeneidade espacial visando testar a hipótese de convergência da produtividade agrícola à nível nacional, neste contexto, a presente pesquisa tenta suprimir esta lacuna.

3. METODOLOGIA

O objetivo da presente pesquisa é testar a hipótese de convergência absoluta da produtividade agrícola nas 558 microrregiões brasileiras, modelando a dependência espacial e a heterogeneidade espacial em conjunto. O método que permite tal modelagem é a econometria espacial com regimes espaciais.

Para esta análise utilizou-se um índice de produtividade agrícola parcial da terra (IPA) seguindo a metodologia utilizada por Perobelli et al (2007). Matematicamente o índice de produtividade parcial dos fatores de produção é dado por

$$IPA_j = \frac{\sum Kg_j}{\sum A_j} \quad (1)$$

onde IPA_j é o índice de produtividade agrícola da terra para j -ésima microrregião do Brasil; $\sum Kg_j$ é o somatório em toneladas de todos os produtos agrícolas (culturas temporárias e permanentes) para j -ésima microrregião; e, $\sum A_j$ é o somatório dos hectares plantados com culturas temporárias e permanentes para a para j -ésima microrregião.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram coletados da Pesquisa Agrícola Municipal (PAM) e divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Uma ressalva deve ser realizada com respeito aos dados para os anos de 1990 a 2000. Nestes anos, a PAM divulgou a produção das culturas permanentes em mil cachos ou mil frutos, sendo necessário converter tais produções em toneladas, para isso utilizou-se um conversor baseado na tabela elaborada no trabalho de Perobelli et al (2007).

Ao considerar a dependência espacial na análise do processo de convergência da produtividade é necessário primeiramente verificar a existência ou não de uma dependência espacial da produtividade agrícola, utilizando as técnicas da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE).

A AEDE é um conjunto de técnicas que descreve e constata como ocorre a distribuição espacial, verificando se determinadas regiões possuem dependências espaciais (ALMEIDA, 2012).

Para a implementação da AEDE são utilizados testes de autocorrelação global e local. A autocorrelação espacial global é medida através do I de Moran Global, que mede o grau de correlação espacial, ou seja, qual o nível de dependência de determinada região para com seus vizinhos, dada uma variável de análise (ALMEIDA, 2012). O I de Moran Global é expresso pela seguinte equação:

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

sendo n o número de microrregiões a serem analisadas; \sum_i o somatório das microrregiões i e \sum_j o somatório para as microrregiões j ; w_{ij} elemento da matriz de ponderação W ; IPA para a microrregião i e j padronizados; e, S_0 é igual ao duplo somatório: $\sum \sum w_{ij}$, que indica que todos os elementos da matriz de pesos espaciais devem ser somados e resultarão em n que é o número de microrregiões que compõe a pesquisa.

O I de Moran Global tem como valor esperado $E(I)=[-1/n-1]$, esse valor ocorre quando não há autocorrelação espacial nos dados, porém, quando o valor encontrado no cálculo do I de Moran está abaixo (acima) do valor esperado indica se que existe autocorrelação espacial negativa (positiva). Quanto mais próximo de um está o valor encontrado para o I de Moran, mais concentrados estão os dados e quanto mais próximos de zero mais disperso eles se encontram (ALMEIDA, 2012).

O teste de autocorrelação local denominado I de Moran Local calcula um I de Moran individual para cada microrregião. De acordo com Miller (2004) este teste mede a contribuição individual de cada observação na estatística I de Moran Global, capturando simultaneamente as associações e heterogeneidades espaciais, sendo expresso por:

$$I_i = IPA_i \sum_{j=1}^j w_{ij} IPA_j \quad (3)$$

Onde: IPA_i é o valor padronizado da i -ésima microrregião; IPA_j é o valor padronizado da j -ésima microrregião; e, $w_{ij} IPA_j$ são os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, seguindo uma determinada matriz de ponderação.

Neste trabalho é calculado um I de Moran Local para cada microrregião, estes valores são apresentados no mapa de clusters LISA, o qual apresenta as microrregiões estatisticamente significativas do I de Moran Local, dividindo os resultados em quatro tipos de clusters espaciais: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB), Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA). O cluster espacial do tipo AA (ou BB) significa que uma microrregião com uma elevada produtividade (ou baixa produtividade) está rodeada por microrregiões com produtividades também elevadas (ou produtividades também baixas); já um cluster espacial do tipo AB (ou BA) significa que uma microrregião com uma elevada produtividade (ou baixa produtividade) está rodeada por microrregiões com baixa produtividade (ou elevada produtividade) (ALMEIDA, 2012).

Para testar a hipótese de convergência absoluta da produtividade agrícola utilizou se o modelo proposto por Barro e Sala-i-Martin (1995) alterando a variável renda pela variável produtividade agrícola.

Este modelo foi estimado utilizando a econometria espacial com regimes espaciais seguindo a metodologia de estimação proposta por Anselin (1988) e Almeida (2012). A ideia principal da econometria espacial com regimes espaciais é a existência de distintas respostas dependendo dos subconjuntos da amostra, sendo que "... cada regime espacial representa uma parte do conjunto de dados que exibe uma determinada resposta ao fenômeno" (ALMEIDA, 2012, pg. 319), onde a heterogeneidade espacial é encontrada em diferentes interceptos e inclinações da regressão.

O primeiro passo para verificar a hipótese de convergência absoluta é realizar a seguinte regressão em seu formato não espacial

$$\ln \left(\frac{IPA_{2015}}{IPA_{1990}} \right) = \alpha + \beta \ln IPA_{1990} + \varepsilon \quad (4)$$

onde: $\ln\left(\frac{IPA_{2015}}{IPA_{1990}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade média entre dois anos em análise, isto é a produtividade em 2015 e a produtividade em 1990; IPA_{1990} é o logaritmo natural da produtividade em 1990; e, ε é o termo de erro.

Nesse modelo, caso exista a convergência da produtividade agropecuária, o coeficiente associado ao parâmetro β deve-se possuir um sinal negativo e estatisticamente significativo.

Após a estimação da equação (4) realiza-se o teste de Chow Espacial. Esse teste é baseado na comparação da soma dos quadrados dos resíduos de uma regressão, usando todo o conjunto de dados, com a soma dos quadrados dos resíduos obtidos quando todo o conjunto de dados é dividido em subamostras (ALMEIDA, 2012). O teste de Chow Espacial é dado por

$$C = \left\{ \frac{(e_R' e_R - e_{IR}' e_{IR}) / k}{n - 2k} \right\} \quad (5)$$

em que e_R é o resíduo por MQO do modelo restrito na subamostra, e e_{IR} é o resíduo por MQO do modelo irrestrito com toda a amostra.

A ideia do teste de Chow Espacial é que se ele for estatisticamente significativo, rejeita-se a hipótese de uma regressão com todos os dados conjuntamente a favor de uma regressão com distintos regimes espaciais.

Caso seja confirmada a existência de regimes espaciais se estimará um segundo modelo econométrico a-espacial, porém utilizando a econometria com regimes espaciais, com a seguinte especificação:

$$\begin{bmatrix} \ln\left(\frac{IPA_{2015,N}}{IPA_{1990,N}}\right) \\ \ln\left(\frac{IPA_{2015,NE}}{IPA_{1990,NE}}\right) \\ \ln\left(\frac{IPA_{2015,SE}}{IPA_{1990,SE}}\right) \\ \ln\left(\frac{IPA_{2015,S}}{IPA_{1990,S}}\right) \\ \ln\left(\frac{IPA_{2015,CO}}{IPA_{1990,CO}}\right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \ln IPA_{1990,N} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ln IPA_{1990,NE} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ln IPA_{1990,SE} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,S} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,CO} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \beta_N \\ \beta_{NE} \\ \beta_{SE} \\ \beta_S \\ \beta_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{NE} \\ \varepsilon_{SE} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix} \quad (6)$$

em que $\ln\left(\frac{IPA_{t+n,h}}{IPA_{n,h}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade do período final e a produtividade do período inicial, isto é, a produtividade em 2015 e a produtividade em 1990; $IPA_{n,h}$ é o logaritmo natural da produtividade no período inicial; β_h é o parâmetro a ser estimado para cada grande região; e ε_h é o termo de erro.

No modelo econométrico com regimes espaciais, o conjunto de observações é dividido em 5 subamostras ou regimes, utilizando uma variável indicadora discreta. Cada subamostra corresponde a uma grande região brasileira, isto é, Norte (N), Nordeste (NE), Sudeste (SE), Sul (S) e Centro-Oeste (CO).

Uma vez que espaço é um fator fundamental para a análise da produtividade da agricultura, também serão estimados modelos econométricos que consideram o espaço². Serão estimados os modelos econométricos espaciais do tipo defasagem espacial e erro espacial com regimes espaciais. A equação (7) e (8) apresenta respectivamente o modelo econométrico de defasagem espacial e o de erro espacial com regimes espaciais:

$$\begin{bmatrix} \ln \left(\frac{IPA_{2015,N}}{IPA_{1990,N}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,NE}}{IPA_{1990,NE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,SE}}{IPA_{1990,SE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,S}}{IPA_{1990,S}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,CO}}{IPA_{1990,CO}} \right) \end{bmatrix} = \rho \mathbf{W} \begin{bmatrix} \ln \left(\frac{IPA_{2015,N}}{IPA_{1990,N}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,NE}}{IPA_{1990,NE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,SE}}{IPA_{1990,SE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,S}}{IPA_{1990,S}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,CO}}{IPA_{1990,CO}} \right) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_N \\ \beta_{NE} \\ \beta_{SE} \\ \beta_S \\ \beta_{CO} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln IPA_{1990,N} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ln IPA_{1990,NE} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ln IPA_{1990,SE} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,S} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{NE} \\ \varepsilon_{SE} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\begin{bmatrix} \ln \left(\frac{IPA_{2015,N}}{IPA_{1990,N}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,NE}}{IPA_{1990,NE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,SE}}{IPA_{1990,SE}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,S}}{IPA_{1990,S}} \right) \\ \ln \left(\frac{IPA_{2015,CO}}{IPA_{1990,CO}} \right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_N \\ \beta_{NE} \\ \beta_{SE} \\ \beta_S \\ \beta_{CO} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln IPA_{1990,N} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ln IPA_{1990,NE} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ln IPA_{1990,SE} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,S} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ln IPA_{1990,CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \xi_N \\ \xi_{NE} \\ \xi_{SE} \\ \xi_S \\ \xi_{CO} \end{bmatrix} \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} \xi_N \\ \xi_{NE} \\ \xi_{SE} \\ \xi_S \\ \xi_{CO} \end{bmatrix} = \lambda \mathbf{W} \begin{bmatrix} \xi_N \\ \xi_{NE} \\ \xi_{SE} \\ \xi_S \\ \xi_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{NE} \\ \varepsilon_{SE} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix}$$

onde: β_h é o vetor dos parâmetros que serão estimados para cada grande região; $\mathbf{W} \left(\frac{IPA_{t+n,h}}{IPA_{n,h}} \right)$ é um vetor de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é um vetor do coeficiente autorregressivo, ξ_h é um vetor dos termos de erro, $\mathbf{W} \xi_h$ são os erros defasados espacialmente e λ é o vetor do parâmetro do erro autorregressivo espacial.

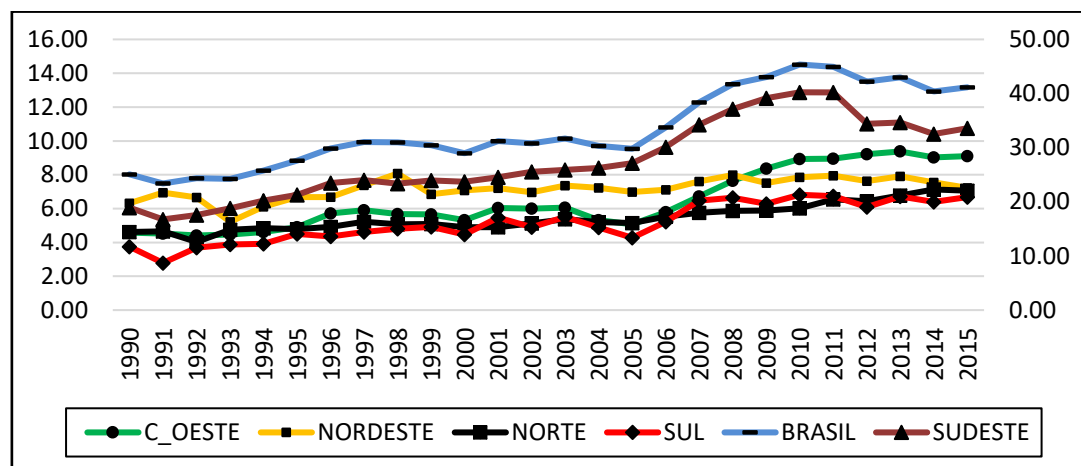
A escolha entre o modelo de defasagem espacial e erro espacial segue o procedimento proposto por Florax, Flomer e Rey (2003).

² Ao considerar o espaço nos modelos econométricos se estará tratando a dependência espacial.

4. RESULTADOS

Como visto na introdução, a produtividade agrícola brasileira apresentou um crescimento significativo. Analisando as produtividades para o Brasil e para as Grandes Regiões, verifica-se um aumento em todas as regiões, como mostra a Figura 1.

Figura 1: Evolução da produtividade da terra (toneladas por hectare) entre os anos de 1990 a 2015 para as grandes regiões brasileiras



Fonte: resultados da pesquisa

Nota: a região Sudeste é apresentada no eixo secundário (lado direito)

O crescimento da produtividade agrícola nas grandes regiões (Figura 1) é corroborado pela variação percentual e pela taxa geométrica de crescimento, ambos positivos e apresentados pela Tabela 1.

Tabela 1: Variação percentual e taxa geométrica de crescimento anual da produtividade entre os anos de 1990 a 2015³

Regiões	Variação	Taxa Geométrica de Crescimento Anual
Centro-Oeste	98.53%	2.78%
Nordeste	14.15%	0.53%
Norte	52.78%	1.71%
Sudeste	77.42%	2.32%
Sul	77.78%	2.33%
Brasil	64.09%	2.00%

Fonte: resultados da pesquisa

A região Centro-Oeste apresentou o maior crescimento da produtividade da terra, seguida pelas regiões Sul e Sudeste. O crescimento da região Centro-Oeste pode ser atribuído pela adoção de alta tecnologia referente a motomecanização agrícola, pelo fato da maioria das terras dessa região serem planas segundo (HELFAND; REZENDE, 2000). Já o menor crescimento ocorreu na região Nordeste, uma possível explicação para este resultado é a escassez de chuvas, uma vez que diversas culturas não são resistentes as estiagens que está região sofre com frequência (BEZERRA; CLEPS JR: 2004).

A Figura 2 apresenta a distribuição espacial da produtividade agrícola das microrregiões para os seguintes anos: 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2015.

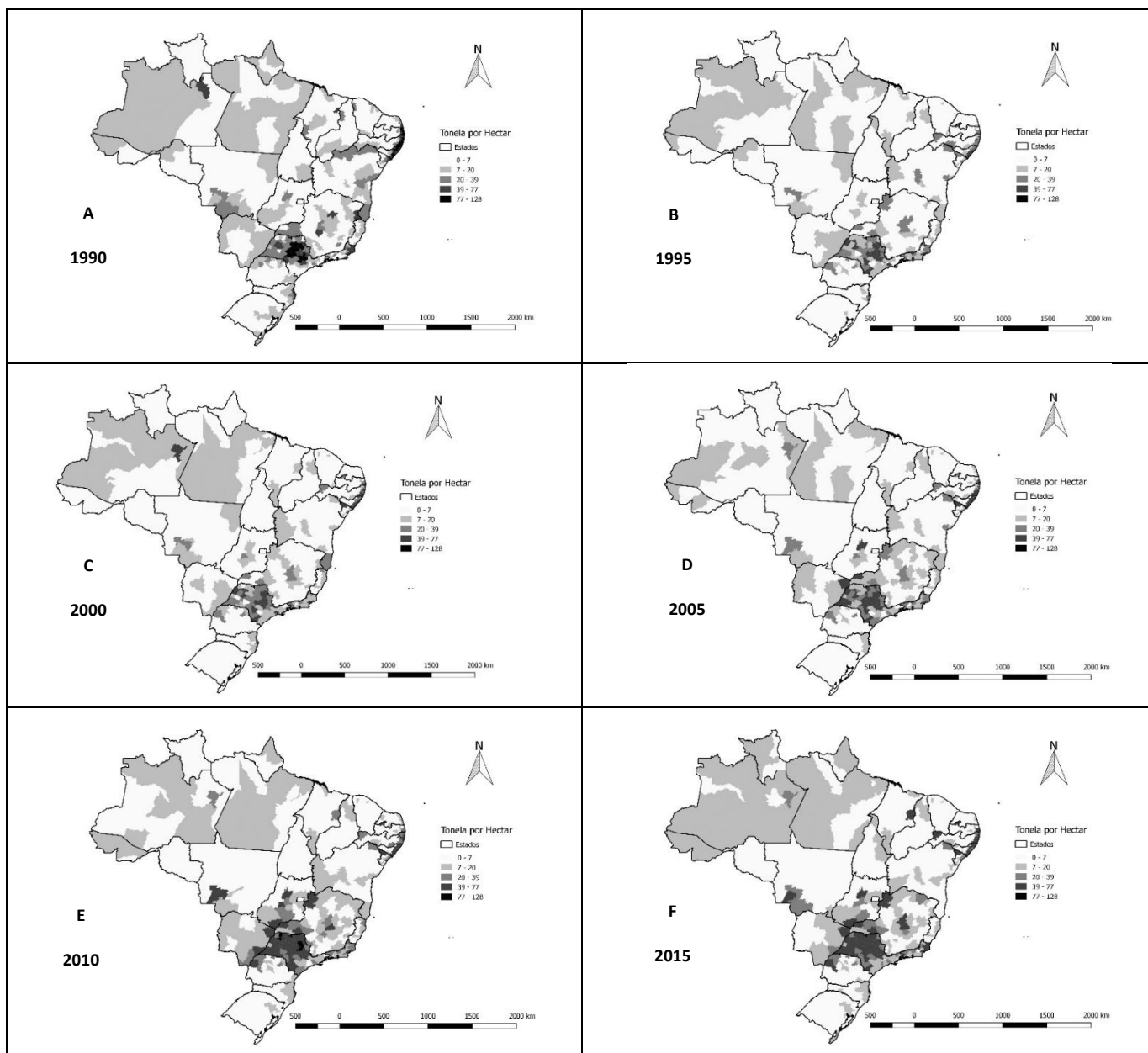
Verifica-se que as microrregiões com maior produtividade estão localizadas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste, já as microrregiões com menor produtividade localizam-se nas regiões Nordeste e Sul.

³A taxa geométrica de crescimento foi calculada por: $TGC = [(n\sqrt{p_f/p_i}) - 1] * 100$. Sendo n é número de anos analisados, p_i a produtividade inicial e p_f a produtividade final.

A concentração de microrregiões com elevada produtividade na região Sudeste pode ser explicada pela presença das cadeias produtivas da cana-de-açúcar, laranja e café (IPEA, 2014). Por sua vez, a concentração de microrregiões com elevada produtividade na região Centro-Oeste pode ser explicada pela expansão do cultivo de soja, segundo Brandão, Rezende e Marquês (2005). A região Norte apesar de ter apresentado baixos valores de crescimento de sua produtividade, possui uma concentração de microrregiões com elevada produtividade em seu litoral e na região conhecida como MATOPIBA⁴.

A região do MATOPIBA é a região da atual fronteira agrícola brasileira e tem apresentado um rápido crescimento com elevada produtividade da produção agrícola, decorrentes de uma topografia plana a qual permite a mecanização da produção e de terras férteis.

Figura 2: Distribuição espacial da produtividade agrícola (1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2015)



Fonte: resultado da pesquisa.

⁴ É o nome dado para a região geográfica que recobre parcialmente os territórios dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia.

Ao observar a Figura 2 verifica-se que microrregiões com elevada produtividade estão próximas de microrregiões com produtividade também elevada, sugerindo que a produtividade agrícola de uma microrregião sofre a influência da produtividade das microrregiões vizinhas. Desta forma calculou-se o I de Moran Global para o valor do IPA, utilizando as matrizes de peso espacial do tipo 5 vizinhos, 7 vizinhos, 10 vizinhos, 15 vizinhos, rainha e torre para os anos de 1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2015 (ver Tabela 2).

Tabela 2: I de Moran Global da produtividade média (IPA) para os anos 1990 a 2015

Ano	Matrizes de peso espacial					
	Rainha	Torre	5 viz.	7 viz.	10 viz.	15 viz.
1990	0,508***	0,510***	0,485***	0,430***	0,387***	0,326***
1995	0,486***	0,486***	0,460***	0,450***	0,407***	0,392***
2000	0,517***	0,518***	0,487***	0,478***	0,432***	0,409***
2005	0,519***	0,520***	0,490***	0,481***	0,443***	0,422***
2010	0,554***	0,555***	0,550***	0,543***	0,502***	0,478***
2015	0,529***	0,529***	0,493***	0,497***	0,466***	0,437***

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: (***) valores significativos a 1% após 999 permutações.

O valor do I de Moran Global foi positivo e estatisticamente significativo em todas as matrizes de pesos espaciais, indicando que o IPA sofre a influência do espaço. Um valor positivo (negativo) do I de Moran significa que microrregiões com altos (baixos) valores do IPA são circuncidadas por microrregiões que também possuem altos (baixos) valores do IPA.

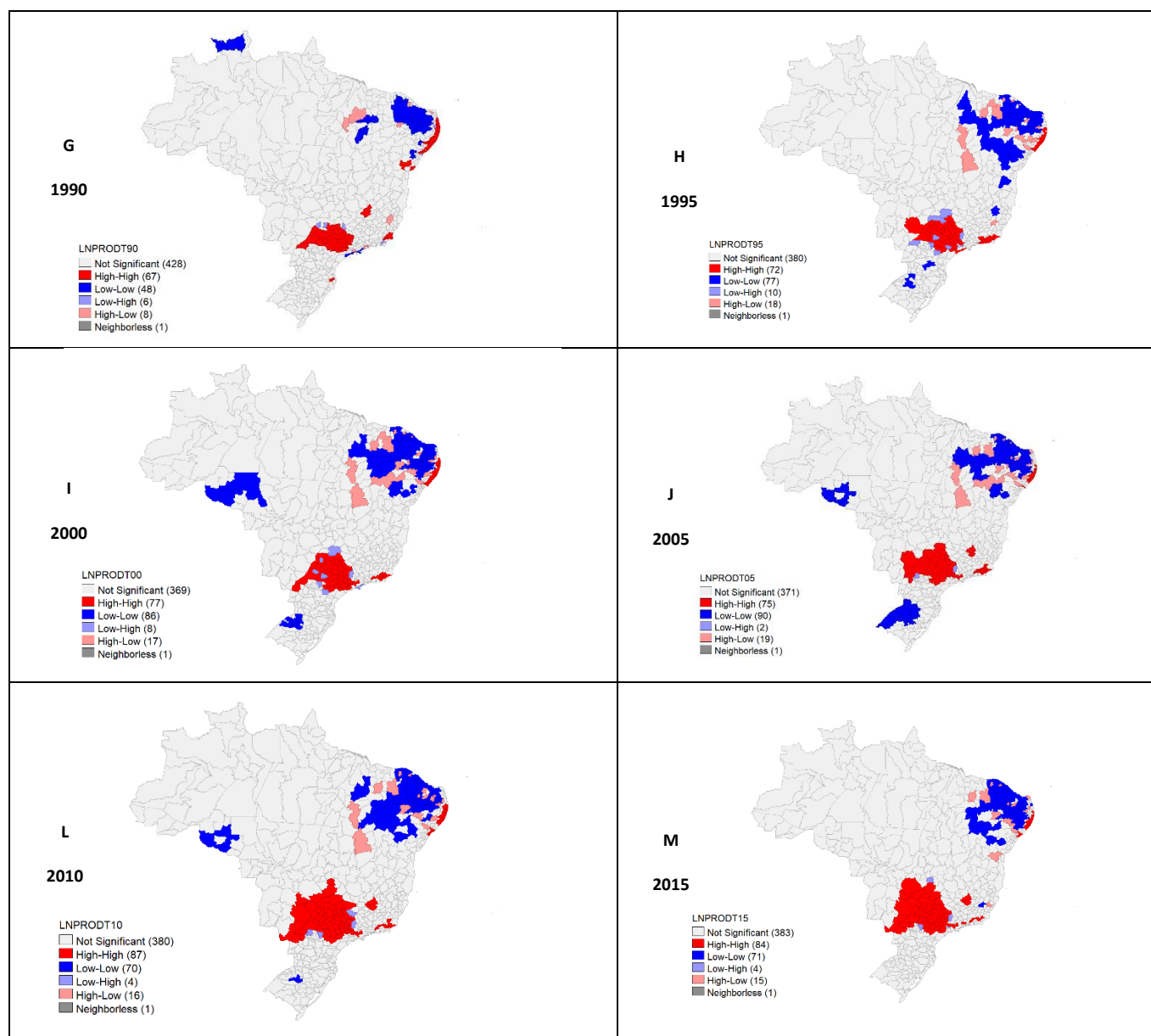
Após o cálculo do I e Moran Global calculou-se o I de Moran Local e se construiu o mapa *clusters LISA*, o qual é apresentado pela Figura 3⁵.

Verifica-se a existência de uma forte aglomeração do tipo AA em todos os anos analisados nas regiões Centro-Oeste e Sudeste. Pode-se observar também que na região Sudeste o cluster AA vem aumentando ao longo dos anos. Já as aglomerações do tipo BB estão concentradas na região Nordeste.

Em 1990 observa-se a existência de um cluster BB no estado de Roraima, mas que acabou se disseminando ao longo do tempo. Outros dois clusters que aparecem em determinados períodos de tempo foram do tipo BB na região Norte em Rondônia para os anos de 2000, 2005 e 2010 e na região Sul para os anos de 1995, 2000, 2005 e 2010.

⁵ O mapa de cluster LISA foi construído utilizando a matriz de peso do tipo rainha. Utilizou-se esta matriz porque a mesma gerou um dos maiores valores de I de Moran calculados para os resíduos das regressões, seguindo o procedimento exposto em Almeida (2012) adaptado de Baumont (2004).

Figura 3: Mapa de *clusters lisa* do IPA (1990, 1995, 2000, 2005, 2010 e 2015)



Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: os valores se apresentaram significativos a 1% após 999 permutações.

Com base na Tabela 1 e nas Figuras 1, 2 e 3, verifica-se que todas as regiões brasileiras apresentaram melhorias em suas produtividades e que a produtividade está distribuída de forma não homogênea. A melhoria nas produtividades pode levar a um processo de convergência, e desse modo, as diferenças tenderam a diminuir e isso gera um processo de homogeneização ao longo do tempo da produtividade entre regiões brasileiras.

Conforme apresentado na introdução desta pesquisa será testado empiricamente à existência ou não de um processo de convergência da produtividade agrícola nas microrregiões controlando tanto a dependência espacial quanto a heterogeneidade espacial.

Para isto, primeiramente estimou-se um único modelo de convergência absoluta para o Brasil como um todo, através da equação (4), cujos resultados encontram-se na Tabela 3.

Tabela 3: Resultados do modelo econométrico não espacial

Variáveis/Testes	Brasil
α	0,852*** (-0,081)
β	-0,451*** (0,036)
AIC	1.726,241
SC	1.734,890
Teste Jarque-Bera	139,421 [0,000]
Teste de Breusch-Pagan	2,416 [0,120]
Teste de Koenker-Basset	1,118 [0,290]

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão e valores em colchetes correspondem ao o valor da probabilidade do teste.

A equação (4) foi estimada utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Considerando um único modelo para o Brasil, verificou-se que há no país um processo de convergência da produtividade agrícola, observado pelo valor negativo e estatisticamente significativo do parâmetro β , isto é, a produtividade agrícola para as 558 microrregiões brasileiras apresenta um processo de convergência absoluta, resultado semelhante ao trabalho de Almeida, Perobelli e Ferreira (2008).

Como o Brasil é um país de proporções continentais, onde predominam diversas características que são próprias de cada região, como fatores edafoclimáticos, tecnologia, dentre outros, realizou-se o Teste de Chow Espacial para verificar se há instabilidade estrutural espacial, ou seja, se há necessidade de estimar um modelo de convergência para cada região brasileira, capturando possíveis características regionais. A Tabela 4 apresenta o Teste de Chow Espacial.

Tabela 4: Teste de Chow Espacial e diagnóstico de dependência espacial do modelo econométrico não espacial e com regimes espaciais.

Teste de Chow Espacial		
Variáveis	Valor	Probabilidade
Constante	71,664	0,000
Beta	12,552	0,014
Teste Global	125,156	0,000
Diagnóstico para dependência espacial do modelo de regimes espaciais		
Testes	Valor	Probabilidade
I de Moran dos resíduos	0,137	0,000
Multiplicador de Larange – Defasagem	0,021	0,883
Multiplicador de Larange Robusto – Defasagem	79,272	0,000
Multiplicador de Larange – Erro	27,573	0,000
Multiplicador de Larange Robusto – Erro	106,823	0,000

Fonte: resultado da pesquisa.

A estatística de Chow Espacial se mostrou altamente significativa no teste global, rejeitando a hipótese nula de que os coeficientes são iguais para as grandes regiões brasileiras, evidenciando a existência de uma instabilidade estrutural nos parâmetros estimados. Portanto, existem indícios de instabilidade estrutural, isto é, os coeficientes variam, significativamente, entre as grandes regiões, sugerindo a existência de cinco regimes espaciais.

A Tabela 5 apresenta a estimação do modelo econométrico com regimes espaciais apresentado pelo modelo (6) em sua versão não espacial.

Tabela 5: Resultados do modelo econométrico não espacial com regimes espaciais

Variáveis/Testes	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
α	1,025*** (0,168)	0,276** (0,133)	1,906*** (0,143)	0,854*** (0,169)	0,685** (0,263)
β	-0,492*** (0,087)	-0,476*** (0,060)	-0,651*** (0,054)	-0,483*** (0,087)	-0,173 (0,143)
AIC	100.323	649.635	454.250	146.511	110.647
SC	104.641	656.108	460.400	151.597	114.550
Teste Jarque Bera	0,184 [0,912]	6,776 [0,034]	2,423 [0,298]	88,597 [0,000]	20,263 [0,000]
Teste Breusch-Pagan	1,505 [0,220]	1,405 [0,236]	0,094 [0,760]	2,084 [0,149]	0,092 [0,762]
Teste de Koenker-Basset	1,696 [0,193]	1,018 [0,313]	0,114 [0,736]	0,726 [0,394]	0,043 [0,836]

Fonte: resultado da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão e valores em colchetes correspondem ao o valor da probabilidade do teste.

Este modelo foi estimado utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), o qual nos permite obter o parâmetro de convergência β_h para cada uma das 5 grandes regiões brasileiras e controlando a heterogeneidade espacial.

Analisando o coeficiente de convergência, constata-se que ele foi negativo e estatisticamente significativos a 1%, com exceção do coeficiente β para a região Centro-Oeste. Portanto, pode-se concluir que a produtividade agrícola das grandes regiões apresenta um processo de convergência absoluta.

A Tabela 4 também apresenta os testes que verificam as suposições de normalidade e homocedasticidade do método de MQO para os regimes espaciais. Pelo Teste Jarque-Bera pode se identificar que este foi estatisticamente significativo para as regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste, indicando que os resíduos possuem uma distribuição não normal. Já os Testes de Breusch-Pagan e de Koenker-Basset não se mostraram significativos, aceitando a hipótese da variância constante, ou seja, as regressões para as grandes regiões são homocedásticas.

Como foi demonstrado pelo I de Moran Global e Local a produtividade agrícola sofre influência do espaço, desta forma é necessário modelar a dependência espacial através da econometria espacial com regimes espaciais. Justifica-se o uso deste modelo, pois foram encontrados valores positivos e significativos para o teste de I de Moran dos resíduos, os quais foram obtidos utilizando o modelo em (2) (ver Tabela 3).

Seguindo o procedimento exposto em Florax, Flomer e Rey (2003), utilizou-se o modelo de erro autorregressivo espacial (8) para a estimação da convergência absoluta estimada por regimes.

Como foram encontrados resíduos normais para os regimes Norte e Sudeste, o modelo econométrico de erro espacial com regime espacial foi estimado utilizando o método da máxima verossimilhança. Já regimes Nordeste, Sul e Centro-Oeste apresentaram erros não normais, por conta disto o modelo para as regiões Nordeste, Sul e Centro-Oeste foram estimados utilizando o método generalizado dos momentos (GMM) propostos por Kelejian e Prucha (1999), pois prescinde da hipótese da normalidade do erro. A Tabela 6 apresenta os resultados econométricos do modelo de erro espacial com regimes corrigidos para os problemas de não normalidades e heterocedasticidade.

Tabela 6: Resultados econométricos do modelo de erro espacial com regimes

Variáveis	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
α	1,053*** (0,171)	0,296** (0,138)	2,519*** (0,242)	1,073*** (0,196)	0,964*** (0,318)
β	-0,507*** (0,088)	-0,489*** (0,062)	-0,891*** (0,051)	-0,599*** (0,095)	-0,318** (0,133)
λ	0,083 (0,180)	0,048 (0,105)	0,723*** (0,067)	0,392*** (0,099)	0,660*** (0,168)

Fonte: resultado da pesquisa

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão.

Analisando a estimativa do parâmetro β verifica-se a convergência em relação à produtividade agrícola brasileira para todas as grandes regiões, pois todas apresentaram um sinal negativo e altamente significativo. Observado a estimativa do parâmetro λ constata-se que todas apresentaram significância estatística a 1% e com sinais positivos, significando que um choque aleatório não observado ocorrido em uma microrregião se espalha nas microrregiões vizinhas imediatas e nas demais microrregiões brasileiras. Entretanto, este choque propaga-se de forma diferente entre cada uma das grandes regiões brasileiras, uma vez que foram encontrados valores diferentes para o parâmetro λ .

Como a hipótese de convergência foi verificada, calculou-se velocidade de convergência e a meia-vida⁶ para cada região do Brasil. A meia-vida é o tempo aproximado que as regiões levaram para reduzir suas diferenças de produtividade alcançando o valor médio. Seus resultados podem ser verificados na tabela abaixo:

Tabela 7: Resultados da velocidade e meia-vida para cada região brasileira:

Regiões	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Velocidade de Convergência	0,028	0,026	0,088	0,036	0,015
Meia-vida	24,501	25,810	7,818	18,963	45,277

Fonte: resultado da pesquisa.

Como o melhor modelo é o de erro espacial, não é necessário realizar nenhum cálculo ou interpretação adicional nos conceitos de Velocidade de Convergência e de Meia-Vida, pois toda a dependência espacial concentra-se no termo de erro. Deste modo, pode-se verificar que as microrregiões da região Centro-Oeste levarão aproximadamente 45 anos para alcançar a média da região, diminuindo as diferenças na produtividade. A região Sudeste foi à região que apresentou o menor valor para a meia-vida, sendo de aproximadamente 7 anos. Como já foi citado acima, as diferenças nas produtividades

⁶ A velocidade de convergência é calculada por $\theta = \frac{\ln(\beta+1)}{-T}$, onde T é o período analisado; já a meia vida é obtida por meio de $MV = \frac{\ln(2)}{\theta}$. Para maiores detalhes ver Rey e Montury (1999).

tendem a diminuir por fatores como avanços tecnológicos, especialização de mão de obra, pesquisas que trazem melhorias ao produtor rural e dentre outros fatores.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo do período analisado, o Brasil apresentou taxas de crescimento de produtividade da terra positivas em todas as suas regiões, sendo que as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentaram as maiores taxas de crescimento.

Apesar de todas as regiões apresentarem crescimento em sua produtividade, ela não ocorre de forma homogênea. Por exemplo, a região Nordeste apresentou a menor taxa de crescimento, mas, dentro de seu território, encontram-se microrregiões com elevados índices de produtividade.

Devido a este diferencial de produtividade entre as regiões, foi testada a hipótese da existência ou não de um processo de convergência absoluta da produtividade agrícola levando em consideração as diferentes regiões e o espaço neste cálculo. Foram encontradas evidências da existência de um processo de convergência da produtividade agrícola entre as regiões brasileiras, ou seja, o diferencial de produtividade agrícola está diminuindo; regiões com baixa produtividade agrícola tendem a crescer mais rapidamente que regiões com alta.

As diferenças de produtividade de cada região estão diminuindo, como foi corroborado pela estimação da convergência absoluta. Porém através do cálculo da meia-vida podemos verificar que o tempo para diminuir essas disparidades é diferente para cada região, sendo que a região Sudeste apresentou um valor de meia-vida de 7 anos aproximadamente, o que significa que as microrregiões da região sudeste levaram aproximadamente esse tempo para estarem mais próximas da média da região. A região que apresentou a maior meia-vida foi o Centro-Oeste, com aproximadamente 45 anos.

Com estes resultados é possível identificar quais regiões possuem as menores produtividades e, através de políticas públicas (tais como: políticas de capacitação dos agricultores, políticas que aumentem o crédito agrícola) promover o incremento desta produtividade agrícola.

Os resultados desta pesquisa não acabam com os debates sobre o tema. Como sugestão para futuros estudos, poderia ser testada a hipótese de convergência condicional da produtividade com o intuito de também verificar se as microrregiões com características estruturais semelhantes tenderiam a um mesmo nível de produtividade agrícola.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E. **Econometria espacial**. Campinas-SP. Alínea. (2012).

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P, G, C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, vol. 46, nº 01, jan/mar, 2008. p. 031-052.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic.1988. p. 304.

BALL, V. E.; HALLAHAN, C.; NEHRING, R. Convergence of productivity: an analysis of the catch-up hypothesis within a panel of states. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 86, n. 5, p. 1315-1321, 2004.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. 2. ed. London: MacGraw Hill. 1995.

BRANDÃO, A. S.; REZENDE, GC de.; MARQUES, R. W. Crescimento agrícola no período 1999-2004. **Explosão da Área Plantada com Soja e Meio Ambiente no Brasil**, 2005.

BEZERRA, L. M. C.; CLEPS Jr, J. O desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste e as transformações no espaço agrário do Estado de Goiás. **Caminhos de geografia**, 5(12). 2004.

CAMPOS, S. K.; NAVARRO, Z. A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível. Brasília, DF: **Centro de Gestão e Estudos Estratégicos**, 2013.

CNA. **Confederação Nacional da Agricultura**, 2016. Disponível em: <<http://www.cnabrazil.org.br/noticias/pib-do-agronegocio-acumula-crescimento-de-155-de-janeiro-abril>>. Acesso em: 15 de maio de 2017.

EMBRAPA. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**, 2013. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/soja/cultivos/soja1/dados-economicos>>. Acesso em: 10 de julho de 2018.

EMBRAPA. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**, 2018. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/congresso-de-mandioca-2018/mandioca-em-numeros>>. Acesso em: 15 ago. 2018.

EWERT, F.; ROUNSEVELL, M. D. A.; REGINSTER, I.; METZGER, M. J.; LEEMANS, R. Future scenarios of European agricultural land use: I. Estimating changes in crop productivity. **Agriculture, Ecosystems & Environment**, 2005. p. 107(2-3), 101-116.

FELEMA, J.; RAHIER, A, P.; FERREIRA, C, R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. V.51, n. 3, 2013. p.555-573.

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**, Amsterdam, v.33, n.5, 2003. p. 557-579.

FORNAZIER, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. Heterogeneidade estrutural na produção agropecuária: uma comparação da produtividade total dos fatores no Brasil e nos Estados Unidos(No. 1819). **Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)**. 2013.

GALANOPOULOS, K.; LINDBERG, E.; SURRY, Y, R.; MATTAS, K. Agricultural productivity growth in the Mediterranean and tests of convergence among countries (No. 736-2016-50790). 2006.

GASQUES, J, G.; BASTOS, E, T.; BACCHI, M, R, P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. **A agricultura brasileira: desempenho, desafios e perspectivas**. Brasília: IPEA. 2010. p.19-44.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. D. Padrões regionais de crescimento da produção de grãos no Brasil e o papel da região Centro-Oeste. **Ministério do planejamento, orçamento e gestão- IPEA**. 2000.

IPEA. **Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada**, 2014. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1952.pdf>. Acesso em: 15 ago.2018.

KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, Hoboken v.40, n.2, Maio, 1999. p.509-533.

LOPES, A, S.; GUILHERME, L, R, G. **Fertilidade do solo e produtividade agrícola**. Fontes, RLF , 2007. p. 1-64.

LOPES, J. L. Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001. (**Doctoral dissertation, Universidade de São Paulo**), 2004.

MILLER, H. J. Tobler's first law and spatial analysis. **Annals of the Association of American Geographers**, Washington, DC, v. 94, n. 2, 2004. p. 284–289.

PEROBELLI, F. S.; ALMEIDA, E. S. D.; ALVIM, M. I. D. S. A.; FERREIRA, P. G. C. Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial. **Nova economia**, 17(1), 2007. p. 65-91.

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**, 1(1), 2007.

POUDEL, B. N.; PAUDEL, K. P.; ZILBERMAN, D. Agricultural productivity convergence: myth or reality?. **Journal of Agricultural and Applied Economics**, 43(1). 2011. p. 143-156.

RAIHER, A. P.; OLIVEIRA, R. A. D.; CARMO, A. S. S. D.; STEGE, A. L. Convergência da Produtividade Agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n.3, p. 517-536, 2016.

REY, J. S., e MONTOURI, B. D. US Regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, vol. 33, n. 2, p. 143-156, 1999.

TEIXEIRA, R. F. A. P.; BERTELLA, M. A. Distribuição Espaço-Temporal da Produtividade Média do Café em Minas Gerais: 1997-2006. **Análise Econômica**, 33(63), 2015.