

**Convergência Da Produtividade Agropecuária: Uma Avaliação Dos Biomas
Empregando Regimes Espaciais Entre Os Anos De 1995 E 2017**

Luzia Aparecida Antunes¹
Alysson Luiz Stege²

Resumo: Entre 1995 e 2017 se observou no Brasil crescimento da produtividade agropecuária, mas a sua distribuição foi totalmente heterogênea resultando em regiões com produtividade elevadas e outras com produtividade agropecuária baixa. Tal heterogeneidade é resultado de diversas variáveis incluindo os impactos exercidos pelas características ambientais. Diante disso, a pesquisa buscou testar a hipótese de β -convergência levando em consideração regimes espaciais, estabelecidos por base dos biomas, conjuntamente com variáveis estruturais que podem impactar positivamente ou negativamente a produtividade agropecuária e as relações espaciais existentes. Os resultados sugerem a ocorrência de β -convergência no Brasil como todo, já entre os biomas a β -convergência foi observada na Amazônia, no Cerrado e na Mata Atlântica, enquanto a Caatinga não apresentou convergência agropecuária o período. Dentre as variáveis significativas que influenciam tanto positivamente quanto negativamente a convergência tem-se: área total explorada, crédito, número de tratores por hectares, proporção de estabelecimentos que praticam alguma prática de conservação de solo, mão de obra, precipitação média e umidade média. A influência de tais variáveis foi diferenciada para cada bioma, tanto em impacto quanto em significância, confirmando o efeito que as características dos biomas exercem sobre tais análises.

Palavras-chave: Cerrado. Caatinga. Características ambientais.

JEL: B23, C15, Q10, Q13.

**Convergence of Agricultural Productivity: An Evaluation of the Biomes Using Spatial
Regimes Between 1995 and 2017**

Abstract: Between 1995 and 2017, agricultural and ranching productivity growth was observed in Brazil, but its distribution was totally heterogeneous resulting in regions with high productivity and others with low productivity. Such heterogeneity is the result of several variables including the impacts exercised by environmental characteristics. In view of this, the research sought to test the hypothesis of β -convergence taking into account spatial regimes, established on the basis of biomes, together with structural variables that can positively or negatively impact agricultural and ranching productivity and existing spatial relationships. The results suggest the occurrence of β -convergence in Brazil as a whole, while among the biomes β -convergence was observed in the Amazon, the Cerrado and the Atlantic Forest, while the Caatinga did not show agricultural and ranching convergence in the period. Among the significant variables that influence both positively and negatively the convergence are: total exploited area, credit, number of tractors per hectare, proportion of establishments that practice some form of soil conservation practice, labor force, average rainfall and average humidity. The influence of these variables was different for each biome, both in impact and significance, confirming the effect that the characteristics of the biomes exert on these analyses.

Key-words: Cerrado. Caatinga. environmental characteristics.

JEL: B23, C15, Q10, Q13.

¹ Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – ESALQ/USP – luziantunes@usp.br

² Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada –UEPG – alyssonstege@gmail.com

1 Introdução

O setor agropecuário contribuiu no desenvolvimento da economia ao longo do tempo. A cooperação do setor diante da economia é relevante principalmente nas etapas iniciais do desenvolvimento, no qual a agropecuária promove influência positiva na renda do produtor, na demanda de capital e insumos da indústria, na alocação de mão de obra e no fornecimento de divisas. Outra questão importante é o impacto que o setor agropecuário tem sobre a redução da pobreza, que é derivada das melhorias tecnológicas aplicadas ao campo, ou seja, conforme a agropecuária se torna mais produtiva, produzindo cada vez mais, existe a tendência de redução ou estabilização dos preços, logo as populações com menor poder aquisitivo passam a ter acesso a tais produtos, melhorando o seu bem-estar (IRZ *et al*, 2001, BACHA, 2012).

Ao longo dos anos se observa que a agropecuária apresenta crescimento, e conjuntamente com seu crescimento se identifica o aumento de sua produtividade. Diversos fatores são elencados como contribuintes do desempenho da produtividade agropecuária e logo de seu crescimento. Dentre tais variáveis citam-se como as mais relevantes as pesquisas desenvolvidas e aplicadas ao meio rural, que disseminam novos métodos, técnicas no campo, agrotóxicos e sementes, a capacitação da mão de obra rural, que se torna cada vez mais habilidosa e treinada, aumentando a sua produtividade, a motomecanização agropecuária, ou seja, a inserção de máquinas e equipamentos cada vez mais sofisticados, o aumento de áreas plantadas e as questões ambientais, que mesmo fora do controle humano, exercem grande influência no campo, sejam positivas ou negativas (ALSTON, 2010, OLESEN; BINDI, 2002).

No Brasil não poderia ser diferente, o país se configura como líder na produção e na produtividade de diversas culturas. Porém mesmo diante de um elevado desempenho agropecuário, se observa entre as regiões uma grande heterogeneidade da produtividade agropecuária. Tal fato pode ser atribuído às características estruturais, características endofoclimáticas presentes no país dentre outros. Em relação às características ambientais nacionais, observa-se que ao longo do território nacional existem diferentes tipos de vegetação, solo, precipitação, velocidade de ventos, radiação, dentre outros, que configuram ao país composições distintas para as localidades e logo, como a agropecuária é uma atividade dependente de tais condições, há implicação na produtividade (ALMEIDA; PEROBELLI; FERREIRA, 2008, FELEMA; RAIHER; FERREIRA, 2013).

Dado o panorama supracitado elucida-se a relevância de englobar características do ambiente na análise do setor agropecuário. A literatura sobre produtividade agropecuária é vasta, porém o espaço para novas pesquisa é considerável. Quando se tratam de questões climáticas ainda se evidenciam diversas lacunas referentes a estudos do campo, na tentativa de cooperar com a literatura empírica ao mesmo tempo fornecer direções sobre a elaboração e condução de políticas de incentivo à produtividade agropecuária, realiza-se esse estudo.

Dado o exposto, o objetivo do estudo é testar a hipótese de β -convergência da produtividade agropecuária das microrregiões brasileiras entre 1995 e 2017, levando em consideração as características ambientais. Tais características integradas ao estudo da β -convergência tendem a captar a heterogeneidade espacial. Nesse sentido aplica-se o conceito de regimes, que foram empregados através da classificação dos biomas. A eleição do bioma como variável categórica, se deve a definição dessa unidade biológica verificada na literatura. Pois se tratam de regiões que possuem características uniformes de um macroclima definido, fitofisionomia, fauna, altitude, solo dentre outros fatores ambientais o que faz com que essa região tenha uma estrutura particular, influenciando o ambiente e logo a atividade agropecuária (COUTINHO, 2006).

O Brasil é classificado em 6 biomas, Amazônia, Caatinga, Cerrado, Mata Atlântica, Pampa e Pantanal. Cada categoria possui suas características próprias como supracitado, tais como temperatura, vegetação, composição de solo, precipitação etc. Desse modo, se atribuiu cada microrregião a seu respectivo bioma e isso foi realizado através do software QGIS e será descrito na seção de metodologia. Estudos sobre β -convergência da produtividade agropecuária podem ser encontrados na literatura internacional e nacional, tais como: Galanopoulos (2006), Sanén, Romero e Hernandez (2007), Murtaza e Masood (2018), Castro, Almeida e Lima (2015), Raiher *et al* (2016) e Albuquerque (2020), dentre outros. Porém se enfatiza a não existência de estudos utilizando essa metodologia e contemplando as diferenças ambientais e espaciais para o Brasil, ou seja, controlando a dependência espacial e a heterogeneidade espacial observável.

O trabalho está dividido em cinco seções, além dessa primeira de introdução, a segunda seção aborda a revisão da literatura, a terceira seção explana a metodologia utilizada na pesquisa, a quarta seção expõe os resultados e por fim, a quinta seção traz as considerações finais.

2 Literatura

Inúmeros são os fatores que contribuem positivamente e negativamente com a produtividade agropecuária, dentre tais fatores elencam-se as características ambientais, que são fatores importantes e direcionadores da produção, pois configuram o ambiente implicando na heterogeneidade da produtividade agropecuária nacional. Dado a relevância que as variáveis endofoclimáticas exercem na composição da produção agropecuária, as mesmas se tornaram alvos de diversos estudos, cujo foco era determinar qual seria a característica ambiental com maior impacto na produção. De início as pesquisas revelavam que a água era o nutriente mais importante no processo de crescimento de uma planta. Em 1700 John Woodward concluiu que o material do solo era o principal responsável pelo “princípio da vegetação”, já em 1843 se estabeleceu o que ficou conhecido como a “lei do mínimo” que ditava que o desenvolvimento de uma planta se limitava pelo nutriente que se encontrava em menor quantidade no solo (ASSIS; ROMEIRO, 2002; VASCONCELLOS *et al.*, 2001, LOPES; GUILHERME, 2007; LOUREIRO; MELAMED; FIGUEIREDO NETO, 2009).

O que se tornou inquestionável foi a influência das variáveis ambientais, sobre a produção agrícola. As diferenças abióticas de cada região são cooperadores, das heterogeneidades da produtividade agropecuária no país. A temperatura, a precipitação, a radiação, os ventos etc., são importantes quando se aborda a produtividade agropecuária. Nesse sentido busca-se a avaliação dessas características e consideram-se os biomas. O bioma se trata de uma área de ambiente uniforme pertencente a um zonobioma, que é classificado segundo sua zona climática. O conceito engloba a altitude e o solo que são fatores que acabam por caracterizar o tipo de vegetação que existirá na localidade (COUTINHO, 2006, GALON, 2011).

O Brasil é composto de seis biomas, Amazônia, Caatinga, Cerrado, Mata atlântica, Pampa e Pantanal. Cada um possui diferentes características climáticas o que confere a agropecuária diferentes desempenhos. Notam-se regiões onde o desenvolvimento de uma cultura apresenta menor ou maior desempenho do que em outros. E embasado nessas questões e na observação do crescimento da produtividade agropecuária no país ao longo dos anos, se formula o objetivo da pesquisa. Desse modo, busca-se verificar a hipótese da ocorrência ou não de um processo de β -convergência entre as microrregiões brasileiras, considerando os biomas. Essa avaliação é feita utilizando a metodologia de regimes espaciais, construídos a partir dos biomas brasileiros. O intuito dessa avaliação é levar em consideração a

heterogeneidade espacial, logo a diferença da produtividade agropecuária que consiste da assimetria dos fatores ambientais.

Apesar de não haver nenhuma avaliação da β -convergência utilizando essa metodologia aplicada aos biomas, se encontra na literatura uma ampla variedade de estudos que avaliam processos de β -convergência da produtividade agropecuária. É um tema consolidado, mas que ainda possui espaços para novos estudos. Galanopoulos (2006) testou a hipótese de β -convergência condicional da produtividade da terra entre 13³ países do mediterrâneo, para do período de 1961 a 2002. A metodologia utilizada foi uma análise envoltória de dados, um Índice de Malmquist e uma abordagem baseada no trabalho de Mahar e Inder (2002). Os resultados revelaram a não confirmação da β -convergência para as duas primeiras metodologias e confirmou-se a hipótese de β -convergência para a última abordagem.

O México foi avaliado na pesquisa de Sanén, Romero, Hernández (2007). Os autores testaram a hipótese de β -convergência da renda agrícola entre os anos de 1970 a 2003, utilizando um painel de dados espacial. A β -convergência da renda agrícola foi confirmada entre os estados mexicanos para o período todo, conjuntamente com a confirmação da dependência espacial. Já Murtaza e Massod (2018) avaliaram a β -convergência agrícola para a Índia entre os anos de 1971 a 2010, com a aplicação de um *cross-section*. O processo de β -convergência foi confirmado, exceto no período de 1970 a 1990. Dentre as variáveis explicativas se evidenciou significância e influência positiva em fertilizantes, área irrigada, estradas, máquinas e quantidade de gado.

No Brasil Castro, Almeida e Lima (2015), avaliaram a existência ou não de β -convergência da soja, entre as microrregiões do Centro-Oeste e Sul brasileiro entre os anos de 1994 a 2013, com a utilização de técnicas de econometria espacial. Entre 1999 a 2003 e 2009 a 2013 a β -convergência foi confirmada através do uso de um modelo de defasagem espacial. Entre 1994 a 1998, 2004 a 2008 e 1994 a 2013 a β -convergência foi novamente confirmada, porém o modelo que obteve o melhor controle da dependência espacial foi o SEM. Rahier *et al.*, (2016) testou a hipótese de β -convergência da produtividade agropecuária para as microrregiões do Sul do Brasil, no período de 1995 a 2006. A metodologia empregada consistiu no uso de econometria espacial, cujo modelo que melhor controlou a dependência espacial foi o Durbin espacial de erro, que confirmou a hipótese de β -convergência da produtividade agropecuária, elencando como variáveis importantes com impacto significativo e positivo os insumos, os tratores e a área explorada.

Albuquerque (2020) verificou a existência ou não de β -convergência da produtividade agrícola para as microrregiões do Nordeste e para os municípios do Ceará entre os anos de 1996 a 2017, com uso de econometria espacial. A hipótese de β -convergência foi confirmada tanto para a região quanto para o Estado de análise. Os melhores modelos de controle de dependência espacial foram os modelos SEM e SAR. A assistência técnica, a área total explorada, a mão de obra e o número de tratores foram significativos e positivos.

3 Metodologia

O objetivo do estudo é testar a hipótese de β -convergência da produtividade agropecuária entre 540 microrregiões brasileiras para os anos de 1995 a 2017, com uso da econometria espacial com regimes espaciais categorizados por biomas. A escolha do período

³Grécia, Espanha, Chipre, Malta, Turquia, Argélia, Egito, Israel, Jordânia, Líbia, Marrocos, Síria e Tunísia.

é referente ao aumento da produtividade ocorrida a partir dos anos 90, a abertura comercial do país e a disponibilidade de dados da pesquisa do Censo Agropecuário, cujo ano de 2017 é o ano da última divulgação do Censo Agropecuário.

Como supracitado a análise buscou considerar as características endofoclimáticas de cada microrregião, atribuindo cada microrregião a seu respectivo bioma. A construção dos regimes foi formulada através do software qGis, com a construção de uma variável categórica que atribuí cada microrregião ao seu bioma. Houve a ocorrência de microrregiões com a presença de área de tensão, e para a classificação nessas áreas se levou em consideração a maior proporção de área na categoria. Os biomas Pampa e Pantanal foram desconsiderados para a estimação dos modelos econométricos, devido ao pequeno número de observações (18 observações) que impossibilitava a estimação pela restrição no grau de liberdade nos modelos de β -convergência condicional. Assim o processo de β -convergência foi testado para 4 biomas: Amazônia, Caatinga, Cerrado e Mata Atlântica.

3.1 Modelo Econométrico

A estimação do modelo de β -convergência foi baseado em Barro e Sala-i-Martin (1995), alterando a variável renda para a produtividade agropecuária e inserindo variáveis relevantes para determinar o processo de convergência da produtividade agropecuária. A Equação 1 apresenta o modelo de convergência absoluta de produtividade agropecuária (PT).

$$\ln\left(\frac{PT_{2017}}{PT_{1995}}\right) = \alpha + \beta \ln PT_{1995} + \varepsilon \quad (1)$$

$\ln\left(\frac{PT_{2017}}{PT_{1995}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade média entre os dois anos em análise; $\ln PT_{1995}$ é o logaritmo natural da produtividade em 1995, e, ε é o termo de erro. Nesse modelo, caso exista a convergência da produtividade agropecuária, o coeficiente associado ao parâmetro β deve possuir um sinal negativo e ser estatisticamente significativo, confirmando a hipótese de que ao longo dos anos as diferenças entre as produtividades agropecuárias tendem a diminuir, ou seja, o hiato da produtividade tende a ser menor.

Já o modelo de β -convergência condicional é especificado através da Equação 2.

$$\ln\left(\frac{PT_{2017}}{PT_{1995}}\right) = \alpha + \beta \ln PT_{1995} + \gamma X + \varepsilon \quad (2)$$

Para o modelo condicional vale a mesma explicação dada para o modelo de β -convergência absoluta, porém nesse modelo tem-se a inclusão do um vetor X que inclui todas as variáveis utilizadas como explicativas para o mesmo. Dado que se pretende testar a hipótese de β -convergência com a utilização de regimes espaciais, faz se uso do 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 pela Equação 3.

$$Ch = \left\{ \frac{(e_r' e_r - e_{ir}' e_{ir}) / k}{n - 2k} \right\} \quad (3)$$

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, ou seja, será estimada uma equação de convergência para cada bioma pertencente ao Brasil. Em caso da confirmação da necessidade da utilização de regimes espaciais, o modelo que será empregado é retratado na Equação 4. A Equação 4 apresenta o modelo a-espacial de β -convergência condicional da produtividade agropecuária.

$$\begin{aligned} & \begin{bmatrix} \ln\left(\frac{PT_{2017,AM}}{PT_{1995,AM}}\right) \\ \ln\left(\frac{PT_{2017,CE}}{PT_{1995,CE}}\right) \\ \ln\left(\frac{PT_{2017,CA}}{PT_{1995,CA}}\right) \\ \ln\left(\frac{PT_{2017,MT}}{PT_{1995,MT}}\right) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \ln PT_{1995,AM} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ln PT_{1995,CE} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ln PT_{1995,CA} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ln PT_{1995,MT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{AM} \\ \beta_{CE} \\ \beta_{CA} \\ \beta_{MT} \end{bmatrix} + \\ & \begin{bmatrix} X_{AM} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_{CE} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_{CA} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_{MT} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{AM} \\ \gamma_{CE} \\ \gamma_{CA} \\ \gamma_{MT} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{AM} \\ \varepsilon_{CE} \\ \varepsilon_{CA} \\ \varepsilon_{MT} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4)$$

em que $\ln\left(\frac{PT_{2017,h}}{PT_{1995,h}}\right)$ é o logaritmo natural da razão entre a produtividade do período final e a produtividade do período inicial, para cada bioma; $\ln PT_{1995,h}$ é o logaritmo natural da produtividade no período inicial para cada bioma; X_h representa o vetor de variáveis explicativas; β e γ são os vetores dos parâmetros a serem estimados para cada bioma captando o efeito da convergência e das variáveis explicativas; e ε_h é o termo de erro para cada regime, ou seja, para cada bioma.

No modelo econométrico com regimes espaciais, o conjunto de observações foi dividido em quatro subamostras ou regimes, utilizando uma variável indicadora discreta. Cada subamostra corresponde a um bioma do país: Caatinga (CA), Cerrado (CE), Amazônia (AM) e Mata Atlântica (MT). O modelo (4) foi estimado seguindo a metodologia proposta por Anselin (1988) e Almeida (2012). A ideia principal da econometria 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 exhibe uma determinada resposta ao fenômeno” (ALMEIDA, 2012, pg. 319), assim a heterogeneidade espacial é encontrada em diferentes interceptos e inclinações da regressão. Há um grande diferencial do trabalho nesse ponto, já que a consideração dos regimes será efetuada com base em divisões de biomas e não das divisões geopolíticas do país.

A Equação 4 será reescrita para melhor visualização. Assim a Equação 5 apresenta o modelo de β -convergência condicional de maneira simplificada.

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n,2017}}{PT_{n,1995}}\right)^* = \ln(PT_{n,1995})^* \beta^* + X^* \gamma^* + \varepsilon^* \quad (5)$$

sendo que $\ln\left(\frac{PT_{2017h}}{PT_{1995h}}\right)^*$, $\ln(PT_{1995h})^*$, X^* e ε^* são as matrizes da expressão (1) e β^* e γ^* são

vetores dos parâmetros. Partindo da especificação 5 e levando em consideração que o espaço é uma variável fundamental em avaliações sobre a produtividade agropecuária busca-se considerar um modelo que controle a dependência espacial, ou seja, o impacto de uma variável na região i , sobre os resultados da região j . Essa avaliação é feita através do I de Moran dos resíduos⁴, que para o caso de significância gera a necessidade de controle e isso é realizado através do uso de modelos de econometria espacial. Neste estudo se testaram os modelos de controle de dependência espacial do tipo defasagem espacial (SAR), erro autorregressivo espacial (SEM), Durbin espacial (SDM), Durbin espacial do erro (SDEM) e regressivo cruzado espacial (SLX). A especificação do modelo geral é dada na Equação 6.

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n,2017}}{PT_{n,1995}}\right) = \rho W\left(\frac{PT_{t+n,2017}}{PT_{n,1995}}\right) + \ln(PT_{n,1995})^* \beta^* + X^* \gamma^* + WX^* \tau + \xi^* \quad (6)$$

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

β^* e γ^* são os vetores dos parâmetros que serão estimados; $W\left(\frac{PT_{2017h}}{PT_{1995h}}\right)^*$ é um vetor de defasagens espaciais para a variável dependente; $\ln(PT_{1995h})^*$ é o logaritmo natural da produtividade no período inicial para cada bioma; WX^* é o vetor de defasagem das variáveis explicativas; τ é o vetor ($k-1$ por 1) do coeficiente autorregressivo das variáveis explicativas; ρ é um vetor do coeficiente autorregressivo; ξ_n^* é um vetor dos termos de erro, $W\xi_n^*$ são os erros defasados espacialmente e λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial.

A partir do modelo geral, deve-se observar o comportamento dos parâmetros. Quando a Equação 6 apresenta valores de τ e de λ iguais a zero, e um valor de ρ diferente de zero, o modelo a ser considerado seria o modelo SAR. Nesse modelo, a variável dependente da região i impacta no valor da variável dependente da região j . Essa relação é expressa na Equação 7:

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* = \rho W\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* + \ln(PT_n)^* \beta_1^* + X^* \beta_2^* + \varepsilon^* \quad (7)$$

Quando a Equação 6 apresenta os valores dos parâmetros τ e ρ iguais a zero, e o valor do parâmetro λ diferente de zero, tem-se o modelo SEM. Nesse modelo, a autocorrelação das regiões é encontrada no termo de erro. Isso significa que o erro da região i influencia no crescimento da produtividade da região j , e vice-versa. O modelo SEM é representado pelas equações 8 e 9:

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* = \ln(PT_n)^* \beta_1^* + X^* \beta_2^* + \xi^* \quad (8)$$

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

⁴ A metodologia do Teste de I de Moran pode ser verificada em Almeida (2012).

Em que ξ^* é um vetor dos termos de erro, λW^* são os erros defasados espaciais e λ é o vetor do parâmetro do erro autorregressivo espacial.

Partindo novamente do modelo espacial geral Equação 6, quando se encontra um λ igual a zero, e ρ e τ diferentes de zero, o modelo a ser estimado será um modelo SDM. No modelo SDM, se incorpora o transbordamento por meio da defasagem das variáveis independentes, além da defasagem da variável endógena. Esse modelo pode ser representado pela Equação 10:

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* = \rho W\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* + \ln(PT_n)^* \beta_1^* + \ln X^* \beta_2^* + W^*(\ln X)^* \tau + \varepsilon^* \quad (10)$$

Novamente com o retorno à Equação 6, quando se observa o ρ igual a zero, e τ e λ diferentes de zero, o modelo a ser estimado é o SDEM. Nesse modelo, os transbordamentos espaciais de alcance local nas variáveis explicativas são captados, além do transbordamento espacial global contido no termo de erro. O modelo SDEM pode ser representado pelas equações 11 e 12:

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* = \ln(PT_n)^* \beta_1^* + \ln X^* \beta_2^* + W^*(\ln X)^* \tau + \xi^* \quad (11)$$

$$\xi^* = \lambda W \xi^* + \varepsilon^* \quad (12)$$

Já o modelo regressivo cruzado espacial ou modelo SLX é obtido quando se têm valores para ρ e λ iguais a zero, e o valor do τ é diferente de zero, na Equação 6. Nesse modelo, considera-se que todas as variáveis contidas na matriz X podem transbordar espacialmente. Sua representação pode ser observada na Equação 13:

$$\ln\left(\frac{PT_{t+n}}{PT_n}\right)^* = \ln(PT_n)^* \beta_1^* + \ln X^* \beta_2^* + W(\ln X)^* \tau + \varepsilon^* \quad (13)$$

Por fim, para casos em que os valores para ρ , τ e λ são iguais a zero na Equação 6, o melhor modelo a ser considerado é o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). A escolha do modelo que melhor controla a dependência espacial é baseada nas equações 14 e 15, além da avaliação da dependência dos resíduos.

$$AIC = -2LIK + 2K \quad (14)$$

$$SC = -2LIK + K \ln n \quad (15)$$

em que LIK é referente ao valor da função de verossimilhança, k é o número de parâmetros contidos no modelo e n é o número de observações. Para avaliar os critérios de Akaike (AIC) e de Schwartz (SC), deve-se considerar que quanto menor o valor encontrado no critério, melhor será o modelo. Quando se tem uma amostra com mais de 8 (oito) observações, o SC penaliza mais que o AIC. Todas as equações apresentadas aqui, juntamente com suas respectivas definições, podem ser encontradas em Almeida (2012).

3.2 Variáveis utilizadas

A variável de produtividade agropecuária usada para a estimação do modelo de convergência foi formulada com base nos trabalhos de Raiher *et al.*, (2016) e Felema, Raiher e Ferreira (2013). A variável é obtida a partir das equações 16 e 17.

$$VA_i = VBP_i - CI_i \quad (16)$$

$$PT_i = \frac{VA_i}{ATE_i} \quad (17)$$

A partir da equação 16 calculou-se o Valor Agregado para cada microrregião (VA_i), subtraindo-se os Custos Intermediários (CI_i) do Valor Bruto da Produção (VBP_i). Após esse cálculo, a produtividade foi obtida através da razão entre o Valor Agregado (VA_i) e da Área Total Explorada (ATE_i). O valor encontrado dessa razão trata-se da Produtividade Agropecuária da microrregião i (PT_i). Para o uso no modelo econométrico houve a necessidade de transformação da variável a fim de evitar possíveis valores negativos, assim para o cálculo da taxa de crescimento da produtividade da agropecuária, seguiu-se a seguinte razão $\left(\frac{PT_{2017}}{PT_{1995}}\right) + 1$, após isso se calculou o logaritmo natural.

Os dados utilizados nesta pesquisa foram coletados do Censo Agropecuário, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para anos de 1995 e 2017. Para o cálculo do valor agregado foram utilizados os valores das produções totais dos animais de pequeno, médio, grande porte e aves, e para os vegetais se considera lavouras permanentes, temporárias, horticultura, floricultura, silvicultura e extração vegetal.

Os custos considerados foram os valores de adubos e corretivos de solo, sementes e mudas, agrotóxicos, alimentação dos animais, medicamentos para animais, aluguel de máquinas e equipamentos, transportes da produção, combustíveis e lubrificantes, gastos com energia elétrica, ovos fertilizados e pintos de um dia e sacarias e outras embalagens. A área (lnA) considerada é o total de área explorada menos as áreas que são consideradas impróprias para a produção, sendo essas matas e/ou florestas naturais destinadas à preservação permanente ou reservas legais e terras inaproveitáveis. A irrigação (lnIRRI) é a proporção de estabelecimentos que contém irrigação. A variável solo (lnSOLO) é a proporção de estabelecimentos que praticam algum método de conservação de solo. A variável assistência técnica (lnAST) se trata da proporção de estabelecimentos que possuem algum tipo de assistência técnica.

Para a mensuração da variável mão de obra (lnL) utilizou-se o conceito de equivalente-homem, atribuindo um peso a cada trabalhador, para que homens, mulheres e crianças equivalham além de um peso que diferencia a relação do trabalhador com a terra, ou seja, proprietário, empregado etc., isso medido por hectares. (KAGEYAMA; SILVA, 1983, HOFFMAN; KAGEYAMA; QUEDA, 1985, HOFFMAN, 1990).

A variável trator (lnTR) considera a potência em cavalo-vapor, resultando em tratores por hectares. O valor do crédito (lnCR) foi dividido por hectares resultando em crédito por hectares. As variáveis climáticas foram extraídas do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) para o ano de 2017⁵, e são referentes a precipitação média (lnPREC), Umidade média (lnUM), radiação média (lnRD) e temperatura média (lnTP). O coeficiente de Gini (lnG) para distribuição da terra foi fornecido diretamente pelo IBGE através de uma solicitação. O Gini da Terra mede a desigualdade na distribuição da posse da terra, seu valor

⁵ Foi utilizado apenas o ano de 2017 devido a disponibilidade das informações no INMET.

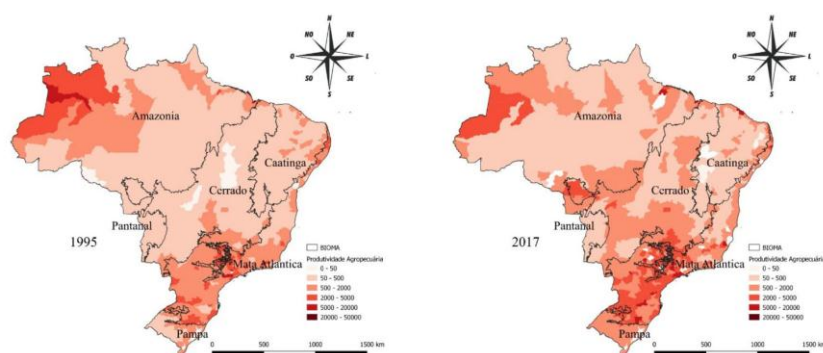
varia de zero a um, a sua interpretação consiste em quanto mais próximo de um, mais concentrada é a posse da terra, ou seja, mais desigual é a distribuição de terra (VALADARES; SILVEIRA; PIRANI, 2017)⁶. Por fim, todas as variáveis monetárias utilizadas na pesquisa foram deflacionadas utilizando o IGP-DI e tendo como ano base 2017.

Os dados utilizados são relativos a 540 microrregiões, dado que se excluiu 18 microrregiões pertencentes aos biomas Pampa e Pantanal devido aos problemas de estimação. Não houve a necessidade de realizar nenhuma correção de áreas mínimas comparáveis, visto que no período (1995-2017) não houve criação nem destruição de nenhuma microrregião. As variáveis explicativas com exceção das climáticas estão mensuradas no modelo em termos de diferenças, com intuito de captar as possíveis alterações nas mesmas ao longo dos anos, e todas as variáveis estão logaritimizadas.

4 Resultados

Entre 1995 e 2017 se evidenciou no Brasil uma taxa de variação positiva na produtividade agropecuária. Para o país como todo o valor observado foi de 68,26%. Em relação aos biomas a maior taxa de variação é identificada no bioma de Cerrado com 151,40% e uma taxa de variação negativa no bioma da Caatinga com -2,05%. Com isso pode-se identificar que a produtividade agropecuária apresenta discrepâncias em seus valores, resultando em uma produtividade amplamente heterogênea. Assim identificam-se localidades com elevado desempenho agropecuário, enquanto em outras o que se observa é um desempenho baixo. Desse modo, corroborando com o que é exposto, apresenta-se a Figura 1, que retrata a distribuição espacial da produtividade agropecuária entre os biomas brasileiros para os anos de 1995 e 2017.

Figura 1: Distribuição espacial da produtividade agropecuária entre os biomas brasileiros para anos de 1995 e 2017



Fonte: Elaborado através do software qGis, com dados do IBGE (2017)

Em 1995 evidenciam-se inúmeras microrregiões com produtividades elevadas nos biomas Mata Atlântica e noroeste do bioma Amazônia. Enquanto as menores produtividades podem ser verificadas nos biomas de Cerrado, Caatinga e partes do bioma Amazônia. Em 2017 a Mata Atlântica, e o noroeste da Amazônia se mantem em relação ao número de

⁶A inserção de uma variável que captasse o capital humano foi testada, através da proxy escolaridade das pessoas que exercem atividades na agropecuária, porém os resultados obtidos não foram consistentes. Uma possível explicação para essa falha é encontrada na metodologia que o Censo Demográfico adota para formulação dos dados, pois a escolaridade é medida em anos de estudo e vem experimentando constantes variações na sua mensuração entre os levantamentos de 1970 e 2010.

microrregiões com produtividade agropecuária elevada, porém o destaque vai ao Cerrado, que passou a compor o grupo dos biomas mais produtivos.

4.1 Resultados Econométricos

Observando a Figura 1, se identifica que as microrregiões com produtividade alta estão próximas de microrregiões com alta produtividade e vice-versa, com base nisso se realizou a avaliação de dependência espacial, com cálculo do I de Moran e se identificou autocorrelação espacial positiva, com valor de 0,304 em 1995 e 0,393 em 2017 ambos significativos a 1%, o que comprova que microrregiões com alta (baixa) produtividade estão realmente próximas de outras microrregiões com alto (baixo) desempenho. Além disso, se verifica que houve no período de análise, um aumento da produtividade e uma queda do número de microrregiões com baixo desempenho agropecuário desse modo, se formula a hipótese que esteja ocorrendo um processo de convergência da produtividade agropecuária.

Para avaliar tal hipótese, faz-se uso do modelo de β -convergência apresentado na seção de metodologia. Relembrando que as estimações serão efetuadas para 540 microrregiões, devido a fatos já explicados na seção 3. O primeiro passo foi estimar um modelo de β -convergência absoluta da produtividade agropecuária, para 540 microrregiões brasileiras. Os resultados podem ser evidenciados na Tabela 1. Ainda na Tabela 1 pode se verificar o modelo espacial usado para o controle da dependência espacial, dado que o valor do I de Moran dos resíduos se apresentou positivo e significativo.

Tabela 1: Resultados econométricos do modelo não espacial para o Brasil

| Variáveis/ Testes | Brasil | SEM |
|-------------------------|------------------------|------------------------|
| α | 1,6533*** (0,2039) | 2,4175*** (0,5472) |
| β | -0,2014*** (0,0317) | -0,3149*** (0,0827) |
| λ | | 0,6507*** (0,0436) |
| AIC | 1264,189 | 1100,242 |
| SC | 1272,772 | 1108,825 |
| I de Moran dos Resíduos | 0,3973 {0,0000} | |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

Notas: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, valores em parênteses

correspondem ao desvio padrão e valores em colchetes correspondem ao o valor da probabilidade do teste.

Jarque-Bera: 290,260 {0,000}; Breusch-Pagan: 53,477 {0,000}; Koenker-Basset: 19,135 {0,000} para o MQO.

A Tabela 1 apresenta o modelo de mínimos quadrados ordinários (MQO) já corrigidos para heterocedasticidade e estimado por método generalizado dos momentos (GMM) propostos por Kelejian e Prucha (1999), pois prescinde da hipótese da normalidade do erro. Observa-se que há um processo de convergência da produtividade agropecuária no país, o qual é demonstrado através do valor negativo e estatisticamente significativo do parâmetro β , ou seja, a produtividade agropecuária para as 540 microrregiões brasileiras apresenta um processo de β -convergência absoluta.

O I de Moran dos resíduos (ver tabela 1) identificou dependência espacial positiva e significativa a 1%, desse modo existe a necessidade de controle de dependência espacial. Para essa finalidade foram testados os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX. O modelo SEM e matriz rainha foram os que apresentaram o melhor controle. O resultado da estimação pode ser verificado na tabela 1. Na estimação da β -convergência absoluta com o controle da

dependência o parâmetro β continuou se apresentando significativo e negativo, apresentando um valor maior.

Novamente corroboram-se a evidência de um processo de convergência absoluta entre as 540 microrregiões brasileiras. Já o parâmetro λ que capta a dependência espacial, se mostrou positivo e significativo a 1%, isso significa dizer que choques aleatórios impactam a produtividade da região observada e também das regiões vizinhas. Dado o conhecimento sobre os impactos ambientais na produtividade, testa-se a necessidade do controle da heterogeneidade observável através do uso de regimes. O teste de Chow Espacial é o utilizado para se corroborar tal evidência e seus resultados podem ser verificados na tabela 2.

Tabela 2: Teste de Chow Espacial e diagnóstico de dependência espacial do modelo econométrico espacial e com regimes espaciais para convergência absoluta

| Teste de Chow Espacial | | |
|-------------------------|---------|---------------|
| Variáveis | Valor | Probabilidade |
| α | 36,759 | 0,000 |
| β | 23,561 | 0,000 |
| Teste Global | 139,134 | 0,000 |
| I de Moran dos Resíduos | 0,3973 | 0,000 |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

O resultado evidencia a necessidade do uso de um modelo diferente para cada regimes, ou seja, cada bioma. Esse resultado é identificado pela significância do teste global, cujo mesmo se apresentou positivo e altamente significativo. Logo dado a prevalência da necessidade do controle da heterogeneidade através dos regimes e a necessidade do controle da dependência espacial verificado através do I de Moran dos resíduos, se testaram os modelos espaciais SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX. O modelo SEM e a matriz rainha foram os que apresentaram novamente o melhor controle da dependência, verificado através do valor dos critérios de AIC, SC e I de Moran dos resíduos e como os erros foram não normais utilizou-se o GMM. Desse modo, o resultado econométrico do modelo espacial com regimes espaciais compostos por biomas, para a convergência absoluta da produtividade agropecuária pode ser observado na Tabela 3.

Tabela 3: Resultados econométricos do modelo de erro autorregressivo espacial com regimes espaciais

| Variáveis/ Testes | Amazônia | Cerrado | Caatinga | Mata Atlântica |
|-------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| α | 2,9540*** (0,4772) | 2,7209*** (0,4573) | -0,8417 (0,0,5620) | 3,4171*** (0,4040) |
| β | -0,4105*** (0,0815) | -0,3240*** (0,0755) | 0,1293 (0,0938) | -0,4337*** (0,0569) |
| λ | | | 0,4956*** (0,0460) | |
| AIC | | | 1056,913 | |
| SC | | | 1091,246 | |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

Notas: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão. Estimada com matriz 4 vizinhos, dado que foi a matriz que apresentou o melhor e maior valor de I de Moran dos resíduos.

A convergência se confirmou nos biomas de Amazônia, Cerrado e Mata Atlântica. Para a Mata Atlântica se evidenciou o maior valor de β sendo de -0,4337. Enquanto para Caatinga o parâmetro β que capta o processo de convergência não se apresentou significativo,

XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos
 Área 17: Desenvolvimento Rural e Local

indicando que esse bioma não apresenta um processo de convergência da produtividade agropecuária nesse período. Os valores do parâmetro que capta a convergência foram diferenciados para cada bioma, confirmando que a convergência não ocorre de maneira igual para cada localidade, desse modo uma abordagem que trate o Brasil como todo, deixa de lado as discrepâncias ambientais, ou em outras palavras a heterogeneidade espacial, que acaba por influenciar no comportamento da convergência.

Novamente o parâmetro λ que capta a dependência espacial entre as variáveis não modeladas, apresentou um sinal positivo e estatisticamente significativo. Um valor positivo e significativo para o λ indica que ocorre um transbordamento do efeito espacial entre os biomas, tal transbordamento pode ser entendido como choques aleatórios, como, por exemplo, o desenvolvimento de uma nova variedade de sementes, adubos, etc., que não estavam previstos, mas que ocorrendo afeta a produtividade de uma região e logo se espalha pelas demais. Como o aumento da produtividade agropecuária também depende da influência de fatores relacionados a produção, testa-se a hipótese do processo de β -convergência condicional. O resultado para a estimação da β -convergência condicional a-espacial e para o melhor modelo de controle de dependência espacial (SEM) podem ser verificados na Tabela 4.

Tabela 4: Resultados econométricos do modelo não espacial para o Brasil

(Continua)

| Variáveis/ Testes | MQO | SEM |
|-------------------|------------------------|------------------------|
| α | 1,6026 (1,8383) | 1,5324 (2,0660) |
| β | -0,4102*** (0,0356) | -0,4235*** (0,0375) |
| <i>LNA</i> | 0,0055 (0,0064) | -0,0007 (0,0065) |
| <i>LNAST</i> | -0,0116 (0,0185) | -0,0076 (0,0178) |
| <i>LNCR</i> | 0,0401** (0,0183) | 0,0317* (0,0180) |
| <i>LNT</i> | 0,2073*** (0,0217) | 0,1660*** (0,0223) |
| <i>LNG</i> | -0,0434** (0,0173) | -0,0417** (0,0167) |
| <i>LNIR</i> | 0,0296* (0,0172) | 0,0336** (0,0169) |
| <i>LNL</i> | -0,0165 (0,0180) | 0,0004 (0,0177) |
| <i>LNS</i> | 0,0546* (0,0313) | 0,0500 (0,0311) |
| <i>LNR</i> | -0,0122 (0,0451) | 0,0254 (0,0420) |

XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos
Área 17: Desenvolvimento Rural e Local

Tabela 4: Resultados econométricos do modelo não espacial para o Brasil

| Variáveis/ Testes | MQO | SEM | (Conclusão) |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------|
| <i>LNTEM</i> | 0,1652 (0,2699) | -0,1704 (0,3283) | |
| <i>LNP</i> | 0,3013*** (0,0627) | 0,2314*** (0,2331) | |
| <i>LNU</i> | 0,4423 (0,2923) | 0,6351* (0,3286) | |
| λ | | 0,4318*** (0,0520) | |
| AIC | 1086,469 | 1038,482 | |
| SC | 1146551 | 1098,564 | |
| I de Moran dos Resíduos | 0,1752*** | | |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

Notas: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão e valores em colchetes correspondem ao o valor da probabilidade do teste.

Teste de Jarque-Bera: 909,281 {0,000}; Teste de Breusch-Pagan: 74,923 {0,000}; Teste de Koenker-Basset: 17,943 {0,1597} para o MQO.

Na Tabela 4 pode-se verificar que o Brasil apresenta um processo de convergência condicional (β) que foi significativo a 1%, já para as variáveis que buscam explicar à convergência o crédito (lnC), os tratores por hectares (lnT), a proporção de estabelecimentos com irrigação (lnIR), a proporção de estabelecimentos com algum tipo de prática de conservação de solo (lnS) e a precipitação média (lnP) se mostraram positivas e estatisticamente significativa, indicando que aumentos de tais variáveis contribuem para o crescimento da produtividade agropecuária, já o Gini da terra (lnG) apresentou um sinal negativo e foi estatisticamente significativo a 5%, indicando que quanto maior a concentração de terras menor é a produtividade agropecuária.

Uma vez que se identificou dependência espacial entre os resíduos para o modelo de convergência condicional, observado através do valor positivo e significativo do I de Moran dos resíduos (valor de 0,1752), estimou-se os modelos de convergência condicional espacial para controle da dependência espacial testando-se novamente os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX. O modelo foi escolhido utilizando os critérios de AIC, SC e I de Moran dos resíduos, resultando novamente como melhor modelo o SEM e seus resultados podem ser verificados na Tabela 4. A estimação foi realizada através do Método Generalizado dos Momentos (GMM), dado que se identificou uma distribuição do erro não normal, observada no teste de Jarque-Bera, que se apresentou significativo.

O coeficiente que capta a convergência apresentou um valor negativo e significativo a 1%, as variáveis crédito (lnC), tratores por hectares (lnT), Gini (lnG), proporção de estabelecimentos com irrigação (lnIR), precipitação média (lnP) e umidade média (lnU) se mostraram significativas, com valor negativo apenas para o Gini, como já era esperado. Assim, para o Brasil como todo, aumento do nível de crédito, do número de tratores, da proporção de estabelecimentos com irrigação, do nível de chuvas e da umidade média acarretam em impactos positivos no crescimento da produtividade, conseqüentemente cooperam com o processo de β -convergência, já maior concentração de terras reduz o crescimento da produtividade agropecuária. Por fim, O parâmetro que capta a dependência espacial λ se apresentou positivo e significativo, indicando que choques aleatórios contribuem positivamente com o processo de convergência na região *i* e também nas regiões

XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos
Área 17: Desenvolvimento Rural e Local

vizinhas. Esses resultados foram semelhantes aos encontrados em Raiher *et al.*, (2016) e Albuquerque (2020), tais autores, verificaram que a área explorada e a quantidade de tratores são fatores que geram influências positivas no crescimento da produtividade agropecuária.

Considerando a situação já citada no modelo absoluto, que existe heterogeneidade espacial entre os biomas, resultado da própria configuração das regiões, é necessário a construção de um modelo que capte essa heterogeneidade espacial. Realiza-se novamente o teste de Chow agora para o modelo de convergência condicional, seus resultados estão reportados na Tabela 5.

Tabela 5: Teste de Chow Espacial e diagnóstico de dependência espacial do modelo econométrico espacial e com regimes espaciais para convergência condicional

| Teste de Chow Espacial | | | |
|-------------------------|---------|---------------|--|
| Variáveis | Valor | Probabilidade | |
| α | 12,593 | 0,0056 | |
| β | 10,955 | 0,0120 | |
| LNA | 10,569 | 0,0143 | |
| LNA _{ST} | 0,506 | 0,9176 | |
| LNCR | 21,055 | 0,0001 | |
| LNT | 0,954 | 0,8124 | |
| LNG | 0,548 | 0,9083 | |
| LNIR | 2,336 | 0,5056 | |
| LNL | 5,274 | 0,1528 | |
| LNS | 1,750 | 0,6258 | |
| LNR | 2,292 | 0,5140 | |
| LNTEM | 6,633 | 0,0846 | |
| LNP | 0,398 | 0,9406 | |
| LNU | 12,642 | 0,0055 | |
| Teste Global | 112,091 | 0,0000 | |
| I de Moran dos resíduos | 0,1752 | 0,0000 | |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017)

O teste de Chow confirmou a necessidade do uso de um modelo por regimes espaciais, apresentando um valor do teste global altamente significativo, conjuntamente com um valor de I de Moran dos resíduos positivo e significante a 1%. Desse modo, se estimou o modelo de β -convergência condicional com regimes espaciais e econometria espacial, a fim de controlar a heterogeneidade observável e a dependência espacial. Os resultados podem ser observados na Tabela 6.

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

| Variáveis/ Testes | (Continua) | | | |
|-------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | Amazônia | Cerrado | Caatinga | Mata Atlântica |
| α | 35,8201*** (13,6203) | 2,6273 (5,3554) | -13,4178** (5,9515) | -2,2869 (3,9635) |
| β | -0,4751*** (0,0881) | -0,4269*** (0,0845) | -0,0869 (0,1009) | -0,4823*** (0,0548) |
| LNAREA | -0,0365*** (0,0138) | 0,0048 (0,0181) | 0,0350 (0,0217) | -0,0015 (0,0098) |
| LNASS_TEC | -0,0252 (0,0443) | -0,0257 (0,0379) | -0,0346 (0,0471) | -0,0125 (0,0246) |
| LNCRED | 0,0941** (0,0463) | 0,0762 (0,0464) | -0,0560* (0,0296) | 0,1091*** (0,0277) |

XX Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos
Área 17: Desenvolvimento Rural e Local

Tabela 6: Resultados econométricos do modelo de erro autorregressivo espacial com regimes espaciais
(Conclusão)

| Variáveis/ Testes | Amazônia | Cerrado | Caatinga | Mata Atlântica |
|-------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>LNTRATOR</i> | 0,1413*** (0,0476) | 0,1847*** (0,0583) | 0,1871*** (0,0477) | 0,1144*** (0,0340) |
| <i>LNGINI</i> | -0,0159 (0,0394) | -0,0305 (0,0432) | -0,0470 (0,0291) | -0,0102 (0,0278) |
| <i>LNIRRI</i> | 0,0926 (0,0730) | 0,0347 (0,0324) | 0,0566 (0,0368) | 0,0203 (0,0225) |
| <i>LNL</i> | 0,0114 (0,0376) | -0,0814* (0,0333) | 0,0008 (0,0332) | 0,0147 (0,0305) |
| <i>LNSOLO</i> | -0,0200 (0,0908) | -0,0172 (0,0698) | 0,0592 (0,1070) | 0,0826** (0,0364) |
| <i>LNRRAD</i> | -0,2484 (0,2770) | 0,0845 (0,0777) | 0,0223 (0,0496) | 0,4261 (0,3989) |
| <i>LNTEMP</i> | -3,2168 (2,7898) | 0,0924 (0,9304) | 2,4508 (1,1794) | -0,1055 (0,4080) |
| <i>LNPREC</i> | 0,1929 (0,2493) | 0,1612** (0,1389) | 0,1418 (0,1212) | 0,2709** (0,1267) |
| <i>LNUMID</i> | -4,3575*** (1,6113) | 0,0485 (0,0686) | 1,5891*** (0,6160) | 0,9313* (0,5520) |
| λ | | 0,2998*** (0,0595) | | |
| AIC | | 1035,967 | | |
| SC | | 1276,295 | | |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

Notas: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%, valores em parênteses correspondem ao desvio padrão.

A Tabela 6 exibe os resultados do modelo estimado por regimes espaciais, todos os regimes foram estimados através do método generalizado dos momentos (GMM), propostos por Kelejian e Prucha (1999), pois para esse método de estimação prescinde hipótese da normalidade do erro. A convergência foi identificada para os biomas Amazônia, Cerrado e Mata Atlântica confirmando mais uma vez que não ocorre no bioma de Caatinga a existência de convergência. As variáveis área total explorada (lnA), crédito (lnC), quantidade de tratores (lnT), mão de obra (lnL), proporção de estabelecimentos que realizam algum tipo de prática de conservação de solo (lnS), precipitação média (lnP) e umidade média (lnU) apresentaram significância, porém os resultados foram diferenciados conforme o bioma observado.

Para o bioma de Amazônia as variáveis significativas e com impactos positivos sobre a convergência foram crédito (lnC) e número de tratores (lnT), já as variáveis com impacto negativo e significativo sobre a convergência foram área (lnA) e umidade média (lnU). Para o Bioma de Cerrado as variáveis número de tratores (lnT) e precipitação média (lnP) foram positivas e significativas. Área (lnA) e trabalho (lnT) apresentaram impacto negativo sobre a convergência desse bioma. No bioma de Mata Atlântica a significância foi verificada em crédito (lnC), número de tratores (lnT), proporção de estabelecimentos que fazem algum tipo

de conservação de solo (lnS), precipitação média (lnP) e umidade média (lnU) e para todas as variáveis o sinal foi positivo, demonstrando que os impactos gerados pelas mesmas na convergência são positivos.

Esses resultados confirmam os encontrados em outras pesquisas. No Trabalho de Raiher *et al.*, (2016) realizado para a região Sul identificou-se um processo de convergência da produtividade agropecuária e as variáveis significativas foram tratores e área. Com tais resultados, o que pode ser observado é que tanto a convergência quanto as variáveis de impacto na convergência exercem impactos diferentes para cada bioma, desse modo, a localidade é importante para o processo de convergência da produtividade agrícola, visto que suas características ambientais captadas pelo bioma geram discrepâncias de resultados entre os regimes.

O que pode se concluir através dos resultados econométricos é que no longo prazo as regiões com características estruturais semelhantes, tenderão a convergir para um mesmo nível de produtividade agropecuária dentro de seu bioma, isso foi confirmado pela presença da convergência nos regimes. Já para as microrregiões que compõe a Caatinga não se identificou um processo de convergência, uma possível explicação é que essa região sofre com grandes problemas hídricos, infertilidade de solo e grandes degradações que são por vezes irreversíveis derivando da utilização da Caatinga como pastagem extensiva (LIRA *et al.*, 2012), esses fatores influenciam negativamente na produtividade agropecuária da região, resultando em um mau desempenho dessa localidade nas produções.

O parâmetro λ foi positivo e significativo indicando que choques aleatórios de uma região exercem influência positiva nas regiões vizinhas. Esse choque aleatório mencionado remete ao choque encontrado no Modelo de Solow original, chamado de resíduo de Solow que se trata basicamente da tecnologia. Nesse modelo a tecnologia pode ser representada por novas sementes, métodos, de plantios, adubação, irrigação, etc. Assim, dado a ocorrência de qualquer choque aleatório, por exemplo, utilização de novos métodos de plantio, nova variedade de sementes, etc., em um bioma, os resultados que esse choque terá, serão transbordados para os demais biomas, contribuindo desse modo para que a produtividade agropecuária aumente.

Dado que se confirmou o processo de convergência para os biomas de Amazônia, Cerrado e Mata Atlântica, a velocidade da convergência e a meia-vida⁷ foram calculadas para cada um desses biomas. A meia-vida é o tempo aproximado que as microrregiões dos biomas levarão para reduzir suas diferenças de produtividade alcançando o valor médio daquele bioma. Os resultados podem ser verificados na Tabela 7.

Tabela 7: Resultados da velocidade e meia-vida para os biomas de Amazônia, Cerrado e Mata Atlântica

| BIOMAS | Amazônia | Cerrado | Mata Atlântica |
|--|-------------|-------------|----------------|
| Velocidade da Convergência absoluta | 0,022977416 | 0,010964619 | 0,024723 |
| Meia-Vida absoluta | 30,16645529 | 63,2167138 | 28,03642 |
| Velocidade da Convergência Condicional | 0,028023805 | 0,024204133 | -0,01711 |
| meia-Vida condicional | 24,7342281 | 28,63755469 | 24,2153 |

Fonte: Elaborado através do software GeodaSpace, com dados do IBGE (2017).

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 verifica-se que o

⁷A velocidade de convergência é calculada por $\theta = \ln(\beta+1) - T$, onde T é o período analisado; já a meia vida é obtida por meio de $MV = \ln(2) / \theta$. Para maiores detalhes ver Rey e Montury (1999).

Bioma de Mata Atlântica é o que apresentou o menor valor de meia-vida considerando suas características estruturais, indicando que as microrregiões desse bioma levaram cerca de 24 anos para alcançar a produtividade média da região diminuindo suas diferenças. Para o bioma Cerrado o tempo para que as microrregiões alcancem a produtividade média é de cerca de 63 anos quando se aborda a convergência absoluta, já para a convergência condicional o tempo se reduz para 29 anos, por fim para a Amazônia tem-se cerca de 30 anos para convergência absoluta e para a convergência condicional o tempo que levará para que as microrregiões produzam na média do bioma é de cerca de 25 anos.

5 Considerações Finais

A hipótese da ocorrência de um processo de convergência para as microrregiões brasileiras entre os anos de 1995 e 2017 foi confirmada através dos resultados obtidos nessa pesquisa. Porém, como na literatura encontram-se diversos trabalhos que abordam o tema convergência principalmente a convergência absoluta para o país ou para determinadas regiões do país, buscou-se diferenciar o estudo, através da estimação de um modelo de convergência da produtividade agropecuária por regimes espaciais, formulando os regimes por biomas: Amazônia, Catinga, cerrado e Mata Atlântica.

Dentre os biomas analisados apenas a Caatinga não apresentou convergência, agropecuária. Para os demais biomas a convergência foi confirmada, indicando que as diferenças da produtividade agropecuária estão tendendo a diminuir ao longo dos anos, porém de maneira diferenciadas. Dentre as variáveis explicativas inseridas no modelo condicional por regimes espaciais a área total explorada ($\ln A$), o crédito ($\ln C$), o número de tratores por hectares ($\ln T$), a proporção de estabelecimentos que praticam algum tipo de prática de conservação de solo ($\ln S$), o número de trabalhadores por hectares ($\ln L$), a precipitação média ($\ln P$) e a umidade média ($\ln U$) foram significativas em pelo menos um bioma, porém as influências dessas variáveis entre os biomas são diferentes. Algumas variáveis apresentam maior impacto em determinado bioma e menor em outro, o que demonstra que as respostas de cada localidade são diferentes, confirmando mais uma vez que as diferenças espaciais exercem grande influência nas produções agropecuárias e resultam em diferentes respostas.

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 que foi uma das variáveis significativas e positivas para todos os biomas) promover o incremento desta produtividade agropecuária, outro fator relevante é que com esses resultados pode se ter uma base de como a produção é influenciada pela localidade que se encontra e aos fatores ambientais ao qual está exposta.

Espera-se incentivar novas pesquisas que abordem tal tema considerando características ambientais. Pois através das mesmas se desenvolverão novas culturas mais resistentes e propícias a fatores climáticos extremos como deficiência hídrica e melhoramentos de solos em localidades que possuem baixas fertilidades, consequentemente diminuindo as diferenças encontradas nas produções agropecuárias do país. Os resultados desta pesquisa não acabam sobre as discussões acerca do tema. Assim como sugestão para trabalhos futuros, poderia se verificar como está distribuída a produtividade agropecuária no bioma de Caatinga, dado que foi o único sem convergência no período.

Referências

- ALBUQUERQUE, W. M. **Análise de convergência espacial de produtividade agrícola aplicada à região Nordeste do Brasil e aos municípios do Estado do Ceará**. 2020. Dissertação (Economia Rural) - Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2020.
- 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**, Brasília, v.46, n.01, p.031-052, jan/mar. 2008.
- ALSTON, J. M. The benefits from agricultural research and development, innovation, and productivity growth. **OECD library**, Califórnia, n.31, 2010.
- ASSIS, R. L.; ROMEIRO, A. R. Agroecologia e agricultura orgânica: controvérsias e tendências. **Desenvolvimento e meio ambiente**, Curitiba, n.6, p.67-80, 2002.
- BACHA, C. J. C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. Atlas: São Paulo, 2012, 2a edição.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic growth**. Cambridge: MIT Press, 1995.
- CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Revista ESPACIOS**, Caracas, v.36, n.21, 2015.
- COUTINHO, L. M. O conceito de bioma. **Acta Botanica Brasílica**, Brasília, v.20, n.1, p.13-23, 2006..
- FELEMA, J.; RAIHER, A, P.; FERREIRA, C, R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.51, n.3, p.555-573, 2013.
- GALON, L.; TIRONI, S. P.; ROCHA, A. A.; SOARES, E. R.; CONCENÇO, G.; ALBERTO, C. M. Influência dos fatores abióticos na produtividade da cultura do milho. **Revista Tropica: Ciências Agrárias e Biológicas**, Chapadinha, v.4, n.3, p.18, 2011.
- GALANOPOULOS, K.; LINDBERG, E.; SURRY, Y. R.; MATTAS, K. Agricultural productivity growth in the Mediterranean and tests of convergence among countries. **Age. consearch**, Creta, n.736, 2006.
- HOFFMAN, R. **Modernização e produtividade da agropecuária brasileira em 332 microrregiões do Brasil, 1975e 1980**. Piracicaba: Esalq, 1990.
- HOFFMANN, R.; KAGEYAMA, A. A.; QUEDA, O. Inovações tecnológicas e transformações recentes na agricultura brasileira. **Relatório de Pesquisa**, Piracicaba, 1985.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo agropecuário 2017**. 2020. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>. Acesso em: 20 jan. 2020.
- IRZ, X.; LIN, L.; THIRTLE, C.; WIGGINS, S. Agricultural productivity growth and poverty alleviation. **Development policy review**, Malden, v.19, n.4, p.449-466, 2001.

KAGEYAMA, A.; SILVA, J. G. Os resultados da modernização agrícola dos anos 70. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.13 n.03, p.537-559, set/dez. 1983.

LIRA, R. B., DIAS, N. S.; ALVES, S. M., BRITO, R. F.; SOUSA NETO, O. N. Efeitos dos sistemas de cultivo e manejo da caatinga através da análise dos indicadores químicos de qualidade do solo na produção agrícola em Apodi, RN. **Revista Caatinga**, Mossoró, v.25, n.3, p.18-24, 2012.

LOPES, A. S.; GUILHERME, L. R. G. Fertilidade do solo e produtividade agrícola. **Fertilidade do solo**, Lavras, p.2-64, 2007.

LOUREIRO, F. E. L.; MELAMED, R. G.; FIGUEIREDO NETO, J. D. **Fertilizantes agroindústria & sustentabilidade**. Rio de Janeiro: CETEM/MCT, 2009.

MURTAZA, M.; MASOOD, T. Inter-District Variations in Agricultural Productivity in India. **Agricultural Economics Research Review**, Nova Delhi (Índia), v.33, n.2, p.219-228, 2020.

OLESEN, J. E.; BINDI, M. Consequences of climate change for European agricultural productivity, land use and policy. **European journal of agronomy**, Amsterdam, v.16, n.4, p.239-262, 2002.

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**, Brasília, v.54, n.3, p.517-536, 2016.

SANÉN, N. E. A.; ROMERO, L. Q.; HERNÁNDEZ, R. R. Convergencia espacial y concentración regional agrícola en México 1970-2003 - Problemas del Desarrollo. **Revista Latinoamericana de Economía**, Cidade do México, v.38, n.149, p.79-111, 2007.

VALADARES, A. A.; SILVEIRA, F. G.; PIRANI, N. D. C. Desenvolvimento humano e distribuição da posse da terra. **IPEA**. 2017.

VASCONCELLOS, C. A.; ALVES, V. M. C.; PEREIRA FILHO, I. A.; PITTA, G. V. E. **Nutrição e adubação do milho visando obtenção do minimilho**. Brasília: EMBRAPA, 2001. (INFOTECA-E).