

Artigo submetido a 17 de Agosto 2020; versão final aceite a 8 de Janeiro de 2021  
Paper submitted on August 17 2020; final version accepted on January 8, 2021

# Aspectos Espaciais da Produtividade do Leite Brasileiro nos Anos Censitários do Século XXI

## Spatial Aspects of Brazilian Milk Productivity in the Census Years of The 21st Century

**Lucas Siqueira de Castro**  
*lucancastro@hotmail.com.br*

Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia Regional e Desenvolvimento e do Departamento de Economia, Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ), Seropédica, RJ, Brasil

### Resumo

Historicamente, o Brasil possui forte relação de dependência do agronegócio, chegando a determinar combinações políticas, como a “política do café com leite”. Para manter-se como um dos setores mais dinâmicos do país, foi preciso aliar as potencialidades naturais, como a disponibilidade de terras, ao investimento em pesquisas e no desenvolvimento de tecnologias, para garantir ganhos de produtividade. Entretanto, o comportamento da produtividade agropecuária brasileira vem sendo questionado recentemente, em virtude de uma suposta desaceleração deste processo. Desta maneira, o presente trabalho propõe investigar possíveis processos de convergência espacial da produtividade do leite nos municípios brasileiros, nos anos censitários de 2006 e 2017. Como resposta, atestou-se a existência de padrões da  $\beta$  convergência condicional para a produtividade do leite municipal brasileira, direta ou indiretamente. Todavia, regionalmente, é possível constatar a desaceleração das taxas de convergência.

*Palavras-chave:* leite; produtividade;  $\beta$  convergência espacial.

*Código JEL:* R12, Q10, C31.

### Abstract

Historically, Brazil has had a strong dependence on agribusiness, even determining political combinations, such as the “coffee with milk policy”. In order to remain one of the most dynamic sectors in the country, it was necessary to combine natural potentials, such as the availability of land, with investment in research and in the development of technologies, to guarantee productivity gains. However, the behavior of Brazilian productivity has been questioned recently, due to a supposed slowdown in this process. Thus, the present work proposes to investigate possible processes of spatial convergence of milk productivity in Brazilian municipalities, in the census years of 2006 and 2017. In response, the existence of conditional convergence  $\beta$  for the productivity of Brazilian municipal milk was attested. However, regionally, it is possible to see the deceleration in convergence rates.

*Keywords:* milk; productivity; spatial  $\beta$  convergence.

*JEL Codes:* R12, Q10, C31.

## 1. INTRODUÇÃO

A economia brasileira e o seu desempenho, de maneira geral, mostram-se atrelados ao comportamento do setor agropecuário, independentemente do período histórico avaliado. Este mesmo setor também é responsável, de certa maneira, pelo processo de ocupação territorial do país: seja a partir da cultura da cana-de-açúcar no litoral (século XVI) ou mesmo pela criação de gado e pelo cultivo de algodão (século XIX) no Nordeste; pelo ciclo cafeeiro, sobretudo na região Sudeste, no século XIX e início do século XX; perpassando pela produção massiva de grãos tidos como *commodities*, soja e milho, que ocuparam a região Centro-Oeste (século XX); e que se expandiram até a região Norte, acompanhados da criação de gado, no século XXI.

Considerado um dos setores econômicos mais dinâmicos do país, dados Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2019) e da Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) revelaram que a agropecuária compôs 21,1% do PIB brasileiro (aproximadamente R\$ 1,44 trilhões) no ano de 2018. A sua importância também pode ser mensurada por meio de sua contribuição na balança comercial. No mesmo ano de 2018, por exemplo, o agronegócio exportou cerca US\$ 101,69 bilhões, gerando um superávit comercial de US\$ 87,6 bilhões (BRASIL, 2019).

Para alcançar estes números, vários foram os fatores que favoreceram a competitividade do setor agropecuário brasileiro, dentre os quais pode-se destacar a disponibilidade de terras, o potencial bioenergético, o investimento em pesquisas e no desenvolvimento de tecnologias. A combinação destes últimos fatores, em especial, gerando significativas alterações em técnicas de produção, resulta em ganhos de produtividade.

Moreira (1991) salienta que a elevação da produtividade pode ser tida como o meio mais veloz de se atingir o crescimento econômico e, ao mesmo tempo, o bem-estar social. Para o autor, os ganhos obtidos com a produção retratam o êxito do setor produtivo ao atingir seus objetivos e o nível de progresso em que se encontra a sociedade. A título de exemplo, Moreira (1991) alega que para a agricultura, o gerenciamento dos fatores terra e trabalho são indispensáveis para o ganho de produtividade.

A análise dos ganhos de produtividade<sup>1</sup>, bem como sobre as características que determinam este aspecto, foram e continuam sendo temas de pesquisa no âmbito internacional e, particularmente no nacional, muito em função de seu desempenho recente. Gasques *et al.* (2009), por exemplo, relacionaram a expansão do setor agropecuário ao aumento da produção e, por sua vez, da produtividade. Considerando o intervalo entre 1975 e 2005, o setor cresceu na ordem de 71,7%, muito em função das alterações conjunturais da época: a fundação da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA) em 1972; a efetivação e o desdobramento da política agrícola de subsídios; os reflexos da abertura econômica do país iniciado no final da década de 1980; os planos de estabilização econômicos entre os anos de 1986 e 1994; as políticas de acesso ao crédito rural, bem como à assistência técnica.

Entretanto, de acordo com Gasques *et al.* (2016), o comportamento da produtividade brasileira vem sido questionado, suposta desaceleração, em função da incidência de eventos climáticos extremos como as secas, excesso de chuvas e enchentes, as geadas, que ocasionam perdas consideráveis na produção agropecuária quando ocorrem, sobretudo, nos períodos de plantio e colheita. Da mesma maneira, também pode ser feita uma associação aos impactos das alterações não previstas de políticas econômicas relacionadas ao setor, como em políticas de subsídios, políticas de investimentos em pesquisas e tecnologias, dentre outras, na produtividade.

Entre os produtos agropecuários brasileiros de destaque, tem-se o leite. No ano de 2017, segundo a Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (*Food and Agriculture Organization of the United Nations* – FAO), o Brasil foi o terceiro maior produtor mundial de leite de vaca (33.490.810 toneladas ou 5% da produção, derivados da ordenha de 11.450.615 vacas), ficando atrás apenas dos Estados Unidos (14%) e da Índia (12%) neste quesito (FAO, 2019; IBGE 2019).

A distribuição espacial “recente” da produção do leite no Brasil pode ser vista na Figura 1. Observando os anos de 2006 e 2017, percebe-se uma concentração da produção nos municípios das regiões

---

<sup>1</sup> Várias são as formas de medir/calcular/determinar a produtividade, cada uma com suas especificidades. De maneira geral, a literatura divide os indicadores de produtividade em dois grandes grupos, por assim dizer: os que se referem a produtividade parcial dos fatores (PPF), ou seja, avaliam a associação entre um insumo particular e sua produção; e os que trabalham com a produtividade total dos fatores (PTF), capazes de mensurar a relação entre o conjunto de insumos utilizados e a produção obtida (Bonelli, *et al.*, 1994).

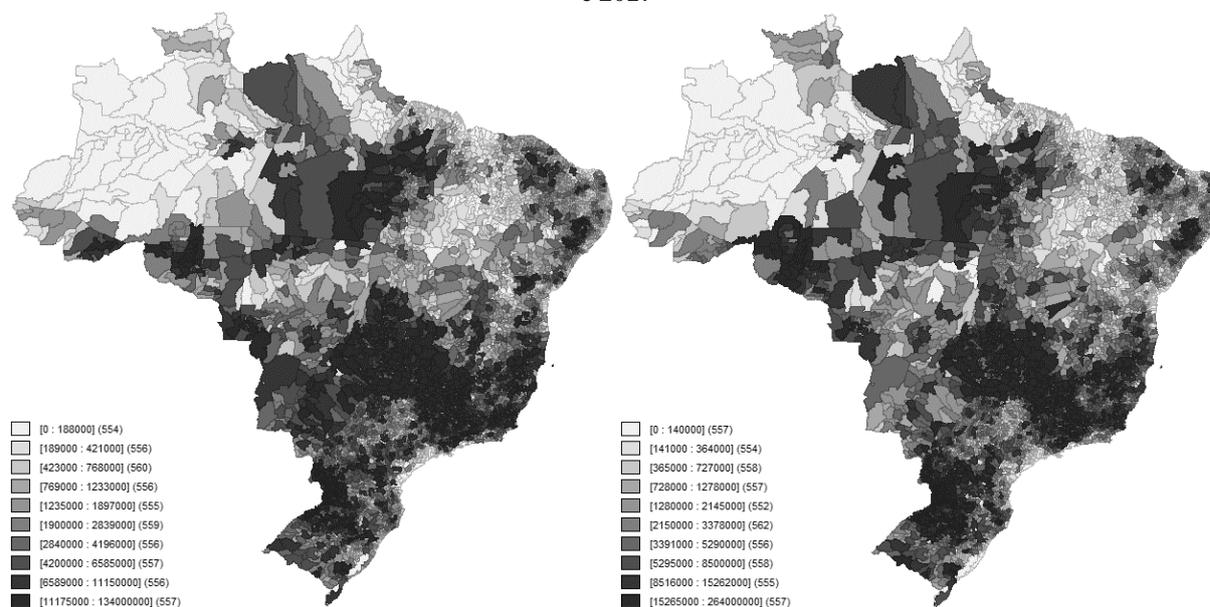
Sudeste, Centro-Oeste e Sul, cabendo destaque para o aumento de significância desta última região no ano de 2017, a qual se tornou a maior produtora do país (EMBRAPA, 2019)<sup>2</sup>.

Historicamente associada a região Sudeste e responsável, inclusive, por participar de processos políticos do país<sup>3</sup>, a cadeia do leite revela-se de grande importância considerando os efeitos de seus encaamentos produtivos: sejam estes em função da compra dos insumos e do fornecimento de produtos para indústrias de beneficiamento. Ou mesmo da geração direta e indireta de postos de trabalho que fomentam a economia.

Com base no contexto firmado, este trabalho possui o objetivo central de investigar possíveis processos de convergência da produtividade do leite nos municípios brasileiros, entre os anos de 2006 e 2017. Como hipótese, acredita-se que existam estes processos no produto relacionado, mas espera-se que a taxa de conversão esteja “desacelerando”, assim como evidencia Gasques *et al.* (2016).

Na seção subsequente, expõem-se uma discussão acerca dos aspectos de convergência e de sua associação com a produtividade agropecuária. A terceira seção traça a estratégia empírica empregada para captar possíveis aspectos da convergência espacial na produtividade do leite. Na sequência, analisa-se os resultados alcançados, encerrando com as considerações/conclusões.

**Figura 1: Distribuição espacial da produção de leite nos municípios brasileiros, em litros, nos anos de 2006 e 2017**



Fonte: Elaborado pelo Autor, com auxílio do *software* GeoDa.  
Obs! : Número de municípios entre parênteses.

## 2. CONVERGÊNCIA E PRODUTIVIDADE AGROPECUÁRIA

Os primeiros trabalhos registrados na literatura acerca da convergência direcionaram o foco de investigação acerca das características da renda, independentemente do nível de desagregação geográfica considerado. Estudos pioneiros como os de Solow (1956, 1957), Romer (1986), Baumol (1986), Lucas (1988), Barro e Sala-i-Martin (1990, 1991 e 1992) e Mankiw *et al.* (1992) relacionaram, por meio de diferentes técnicas econométricas, a ótica da convergência.

Tomando como referência a pesquisa de Baumol (1986), o autor buscou diferenciar a ocorrência do regime de convergência em 16 países, tidos como industrializados à época, entre os anos de 1870 e 1979. O modelo proposto por Baumol (1986) pode ser observado em (1):

<sup>2</sup> No ano de 2017 a região Sul concentrou 36% da produção nacional, ao passo que a região Sudeste atingiu 34% (EMBRAPA, 2019).

<sup>3</sup> Política do café-com-leite: aliança entre as oligarquias paulista (o estado mais rico e o maior produtor de café à época) e mineira (o estado com o maior número de deputados em sua respectiva câmara e grande produtor de leite) para alternância no governo federal no período da República Velha, de 1889 e 1930 (Baer, 2009).

$$\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t} - \ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t-1} = \alpha + \beta \ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t-1} + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que  $\ln\left(\frac{Y}{N}\right)$  remete ao logaritmo da renda *per capita*;  $\alpha$  e  $\beta$  os parâmetros a serem estimados;  $\varepsilon$  ao termo de erro aleatório; o subscrito  $i$  as unidades de investigação (países) e o subscrito  $t$  ao intervalo de tempo considerado.

A hipótese de  $\beta$  convergência absoluta pode ser testada considerando a equação (1). Sendo  $\alpha$  igual a  $\beta$ , um coeficiente negativo estimado para  $\ln\left(\frac{Y}{N}\right)_{i,t-1}$  acarretaria na convergência absoluta da renda nas unidades geográficas estudadas. Dito de outra forma, países identificados com portadores de rendas preliminarmente maiores cresceriam menos, em comparação à países que apresentassem menores rendas. Com o avançar do tempo, o processo de convergência levaria ao nivelamento de tais rendas.

Várias são as razões que motivam o estudo sobre a convergência da produtividade agropecuária. Para Mellor (1967), não há forma de considerar o desenvolvimento de um país isoladamente, se os formadores de políticas públicas não levarem em consideração a interdependência entre o setor agropecuário e os demais setores da economia. Rodrigues (1978) reforça a importância da produtividade agropecuária, sobretudo ao se considerar o papel desta para o crescimento/desenvolvimento econômico em países considerados “em desenvolvimento ou subdesenvolvidos”.

Lucena (2000) afirma que o desenvolvimento, especialmente da agropecuária brasileira, está conectado as políticas agropecuárias. Levando em consideração os encadeamentos gerados pelo setor, estas políticas acabam por afetar toda a economia de um país. Como exemplo, o acesso à assistência técnica ou mesmo às cooperativas pode aumentar e muito a produtividade de agricultores e pecuaristas.

Lopes (2004) ressalta o estímulo advindo de três diferentes fatores: seja pelas mudanças estruturais ocorridas no processos produtivos, dadas por inovações tecnológicas ou mesmo na execução e nas possíveis externalidades (diretas e indiretas) promovidas pelas políticas públicas; seja pelos retornos obtidos diretamente com a tecnologia, advindos de novas e mais resistentes sementes, inovações nos sistemas de plantio e pastagem, implementos agrícolas, técnicas de ordenha, etc.; ou mesmo pela abordagem a problemas ambientais e financeiros que, muitas das vezes, podem estabelecer restrições ao crescimento produtivo.

Alves (2010) enfatiza que o crescimento da produção depende diretamente do aumento da produtividade. Dessa maneira, quanto mais produtiva for a área, menores são as chances de ocorrer expansões de fronteiras agrícolas. Costa *et al.* (2013) destacam que o crescimento econômico pode ser fomentado pelos ganhos obtidos com a produtividade agropecuária. Portanto, estes ganhos dependem da combinação entre as matérias-primas, mão de obra e tecnologia agropecuária.

Considerando a relevância da produtividade agropecuária para o crescimento/desenvolvimento econômico, a literatura relaciona trabalhos tanto no âmbito internacional quanto os elaborados nacionalmente.

Internacionalmente Lusigi e Thirtle (1998) para a África, Fan *et al.* (1999) para a Índia, Suhariyanto e Thirtle (2001) para a Ásia, constaram que a produtividade da agropecuária foi tida como uns dos principais componentes associados à Produtividade Total dos Fatores (PTF). Adicionalmente, estes autores também reforçaram que os ganhos na produtividade agropecuária desempenharam papel positivo na redução da pobreza das regiões analisadas.

Especificamente acerca da convergência da produtividade agropecuária, tem-se o trabalho Ludena *et al.* (2006) que apurou sobre aspectos da convergência da produtividade total de fatores para culturas agrícolas e para pecuária (ruminantes e não ruminantes) em diversos países (desenvolvidos e em desenvolvimento). Como resposta, os autores relataram que não houve convergência apenas em relação a pecuária ruminante. Barrios (2007), por sua vez, relatou evidências significativas de convergência condicional no crescimento agrícola entre alguns países asiáticos. Entre os apontamentos realizados pelo autor, cabe destaque a relevância de acordos bilaterais ou multilaterais como caminho facilitador do processo de convergência agrícola entre os países asiáticos.

Rezitis (2010) pesquisou alterações na produtividade total dos fatores agrícolas nos Estados Unidos e em uma amostra de nove países da Europa. Apesar de mostrarem uma ampla variação entre a taxa de crescimento dos fatores de produção, os resultados indicaram a presença da convergência do tipo  $\beta$ . Kijek *et al.* (2019) mediram as mudanças na produtividade total dos fatores, relacionadas a agricultura,

para 25 países membros da União Europeia, ao mesmo tempo que analisaram se estas mudanças apresentaram sinais de convergência da produtividade agrícola. Em linhas gerais, verificou-se que a convergência da produtividade da agricultura ocorreu em quase todos os membros da UE (exceto Bélgica e Reino Unido).

No contexto nacional, tem-se trabalhos que acompanham tanto as discussões da importância da produtividade agropecuária no desenvolvimento econômico, como também de processos de convergência existentes. Gasques *et al.* (2004), por exemplo, ponderaram sobre a importância da produtividade da agricultura brasileira, ao passo que esta cresceu 15,76% a mais quando comparada a produtividade total dos fatores, entre os anos 1975 e 2002. Perobelli *et al.* (2007) apuraram os efeitos espaciais que influenciam a produtividade agrícola brasileira no período entre 1991 e 2003. Os resultados indicaram que a autocorrelação espacial foi positiva.

Almeida *et al.* (2008) captaram a  $\beta$  convergência espacial da produtividade agrícola geral para as microrregiões brasileiras, no intervalo de tempo entre 1991 e 2003. Oliveira Júnior *et al.* (2009), em seu estudo, averiguaram o processo de convergência microrregional agrícola entre 1970 a 1996. Como resposta, encontrou-se três clubes de convergência da produtividade agrícola: o primeiro grupo formado concentrado nas regiões Sul e Sudeste; o segundo situado na região Nordeste; e um terceiro grupo que grupa microrregiões do Centro-Oeste e do Norte do Brasil.

Castro *et al.* (2015) pesquisaram, especificamente, o comportamento da cultura da soja nas microrregiões do Centro-Oeste e do Sul do Brasil, no intervalo de 1994 a 2013. Os resultados reforçaram a presença de autocorrelação espacial para a produtividade da soja, ao mesmo tempo que evidenciaram a  $\beta$  convergência absoluta. Raiher *et al.* (2016) analisaram a evolução da produtividade da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil, com base nos dados disponibilizados pelos censos de 1995/1996 e de 2006. Como resposta, os autores confirmaram a hipótese de convergência, tanto absoluta quanto condicional, da produtividade da agropecuária nesta região.

Diferentemente do que foi realizado pelos trabalhos referenciados, o presente estudo busca contribuir para literatura em, pelo menos, dois pontos: a) trabalhar com os dados em nível municipal, uma vez que grande parte dos trabalhos, sobretudo os nacionais, utilizaram microrregiões como unidade de investigação geográfica; b) trabalhar com dados atualizados, através do censo agropecuário de 2017. Desta maneira será possível estabelecer um panorama recente da evolução do leite, bem como sobre a possibilidade de convergência da produtividade deste produto agropecuário.

### 3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

A estratégia empírica desenvolvida para mensurar possíveis processos de convergência da produtividade da cultura do leite, nos municípios brasileiros, consiste na ampliação dos modelos padrões de análise de convergência, descritos anteriormente, por meio da aplicação de procedimentos da econometria espacial.

Estes procedimentos espaciais verificam informações sobre regiões vizinhas, por meio da construção de coeficientes de correlações parciais entre as variáveis dependente e independentes. De posse destes coeficientes, LeSage e Pace (2009) reforçam a possibilidade de ampliar a forma de análise, mediante à divisão da informação, considerando três modalidades de efeitos: direto, indireto e total<sup>4</sup>.

Desta forma, a subseção 3.1 evidenciará a aplicação espacial para o estudo da convergência da produtividade agropecuária do leite. Ao passo que a subseção 3.2 levantará maiores informações da base de dados.

#### 3.1. Investigação da Convergência Espacial

A estimação da convergência da produtividade do leite será dada a partir de adaptações feitas na equação para a convergência de renda de Baumol (1986). Algebricamente tal equação é tida por:

---

<sup>4</sup> Entretanto, este tipo de aprimoramento é possível apenas em situações em que a dependência espacial for do tipo observável, ou seja, esperada em modelos similares ao SAR e ao SDM (LeSage e Pace, 2009).

$$\ln\left(\frac{Pme_{2017}}{Pme_{2006}}\right) = \alpha + \beta \ln(Pme_{2006}) + \rho W \ln\left(\frac{Pme_{2017}}{Pme_{2006}}\right) + \theta DR_i + \gamma \ln(X_{2017}) + W \ln(X_{2017})\tau + \xi_i \quad (2a)$$

$$\xi_i = \lambda W \xi_i + \varepsilon_i \quad (2b)$$

em que  $\ln\left(\frac{Pme_{2017}}{Pme_{2006}}\right)$  corresponde ao logaritmo natural da razão entre a produtividade agropecuária para o leite, entre 2006 e 2017;  $\ln(Pme_{2006})$  equivale ao logaritmo natural da produtividade agropecuária no ano inicial, 2006;  $W \ln\left(\frac{Pme_{2017}}{Pme_{2006}}\right)$  refere-se a defasagem espacial da variável dependente;  $DR_i$  remete à *dummies* regionais;  $\ln(X_{2017})$  representa um conjunto de variáveis de controle atreladas aos determinantes da produtividade agropecuária;  $W \ln(X_{2017})$  condiz a defasagem espacial destas variáveis de controle; e, por fim,  $\varepsilon_i$  faz alusão ao termo de erro aleatório.  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\rho$ ,  $\theta$ ,  $\gamma$ ,  $\tau$  e  $\lambda$  são os parâmetros a serem estimados.

Impondo restrições aos parâmetros espaciais da equação (2), são especificados vários modelos espaciais. Fazendo  $\tau = \lambda = 0$  e  $\rho \neq 0$ , obtém-se o modelo DD-SAR; determinando  $\tau = \rho = 0$  e  $\lambda \neq 0$ , tem-se o modelo DD-SEM; estabelecendo  $\lambda = 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\rho \neq 0$ , especifica-se o modelo DD-SDM; fazendo com que  $\rho = 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ , consegue-se o modelo DD-SDEM; finalmente, firmando  $\rho = \lambda = 0$  e  $\tau \neq 0$ , obtém-se o modelo DD-SLX.<sup>5</sup> Ademais, acerca dos modelos espaciais, caso a dependência espacial seja “do tipo observável”, como nos modelos SAR e SDM, torna-se possível decompor os coeficientes de correlações parciais gerados (variáveis dependente e controles) em efeitos direto, indireto e total. Desta forma, o direcionamento acerca do problema e seus desdobramentos tende a ser mais robusto (LeSage e Pace, 2009).

Direcionando o enfoque para a interpretação da convergência, em concordância com Johnson e Takeyama (2003), Arbia (2006) e Castro e Almeida (2018), tanto a  $\beta$  convergência absoluta, quanto a condicional, podem ser examinadas a partir da equação (2). Tendo  $\alpha \neq 0$ ,  $\beta \neq 0$  e  $\theta \neq 0$  para os municípios, ao passo que  $\rho = \gamma = \tau = \lambda = 0$ , um  $\beta$  estimado, com sinal negativo, indicaria convergência absoluta na produtividade do leite nos municípios brasileiros. Isto quer dizer que municípios dotados de maiores índices de produtividade em 2006 apresentariam uma menor evolução, de tal forma que com o avançar dos anos a produtividade dos municípios que apresentaram menores taxa de produtividade em 2006 se igualasse aos de maior produtividade no ano de 2017.

Caso  $\alpha \neq 0$ ,  $\beta \neq 0$ ,  $\theta \neq 0$  e  $\gamma \neq 0$ , ao mesmo tempo que  $\beta$  estimado continue apresentando sinal negativo, a convergência registrada refere-se a condicional (e também com  $\rho \neq 0$ ,  $\tau \neq 0$  e  $\lambda \neq 0$ , temos a sua extensão espacial). Nesse tipo de situação, as possíveis disparidades entre a produtividade agropecuária do leite nos municípios investigados, no longo prazo, seriam propostas (impostas) pelas variáveis de controle, ou seja, pelas próprias características que determinam estruturalmente a produtividade agropecuária.

### 3.2. Informações sobre os Dados

A captação dos dados para o desenvolvimento deste trabalho foi feita com base nos Censos Agropecuários, de 2006 e de 2017, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Em termos de desagregação geográfica, optou-se por trabalhar a investigação em nível de municípios, de forma que, após compatibilização entre os anos de 2006 e 2017, foram considerados 4.472 municípios (80,3% do total referenciado do país).

A variável dependente é representada pela taxa de produtividade média do leite, ou seja, pela razão das produtividades médias do leite entre os anos de 2017 e 2006. A variável de interesse, responsável por inferir sobre a possibilidade de padrões de convergência, é a produtividade média do leite do ano de 2006.

Buscando alcançar evidências acerca da convergência condicional, foram inseridas variáveis de controle qualitativas (*dummies*) de interação. Desta maneira, tornar-se-ia possível captar os diferentes

<sup>5</sup> Caso os parâmetros  $\rho$ ,  $\tau$  e  $\lambda$ , presentes na equação (2), forem estatisticamente nulos, o modelo a ser estimado é o MQO convencional.

<sup>5</sup> Informações adicionais a respeito dos modelos espaciais retratados estão disponíveis em LeSage e Pace (2009) e Almeida (2012).

processos existentes nos municípios, dada a região geográfica ao qual se localizam. Como grupo base, foi selecionada a *dummy* referente à região Norte.

Em relação às quantitativas, trabalhou-se com variáveis fortemente exploradas pela literatura, sendo elas: o percentual da área explorada com a pecuária do estabelecimento rural (AREA); o percentual de produtores rurais que receberam assistência técnica (ASSIST); o percentual de produtores rurais associados à cooperativas e/ou entidades de classes (COOP); o percentual de estabelecimentos rurais com energia elétrica (ENERGIA); o percentual de produtores rurais com o ensino fundamental completo (EF); o número de mão de obra por hectare (MDO); e o número de tratores, implementos e máquinas existentes no estabelecimento agropecuário por hectare (MAQ).

Informações sobre unidades de medida, referências teóricas e empíricas, fontes, bem como sinais esperados estão disponibilizadas no Quadro 1.

**Quadro 1: Variáveis utilizadas no trabalho**

| Variável        | Tipo de Variável | Sinal Esperado | Unidades de Medida  | Referências  | Fonte                               |
|-----------------|------------------|----------------|---|--|-------------------------------------|
| <i>TX PME</i>   | Dependente       |                | Produtividade Média de 2017 / Produtividade Média de 2006                                       | Perobelli <i>et al.</i> (2007), Almeida <i>et al.</i> (2008)       | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>PME 2006</i> | Interesse        | -              | Litros de Leite / Vacas Ordenhadas no ano de 2006   | Perobelli <i>et al.</i> (2007), Almeida <i>et al.</i> (2008)       | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>AREA</i>     | Controle         | +              | Percentual da área explorada com a pecuária do estabelecimento rural em 2017                    | Gasques <i>et al.</i> (2010), Felema <i>et al.</i> (2013)          | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>ASSIST</i>   | Controle         | +              | Percentual de produtores rurais que receberam assistências técnicas em 2017                     | Rodrigues (1997), Christoplos (2010), Freitas <i>et al.</i> (2019) | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>COOP</i>     | Controle         | +              | Percentual de produtores rurais associados às cooperativas e/ou às entidades de classe em 2017  | Sexton (1986) Neves <i>et al.</i> (2019)                           | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>ENERGIA</i>  | Controle         | +              | Percentual de estabelecimentos rurais com energia elétrica em 2017                              | Bonelli e Fonseca (1998), Mendes <i>et al.</i> (2009)              | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>EF</i>       | Controle         | +              | Percentual de produtores rurais com o ensino fundamental completo em 2017                       | Griliches (1994), Hoffman (1994)                                   | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>MDO</i>      | Controle         | +              | Mão de obra por hectare em 2017   | Gasques <i>et al.</i> (2014), Raiher <i>et al.</i> (2016)          | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>MAQ</i>      | Controle         | +              | Tratores, implementos e máquinas existentes no estabelecimento agropecuário por hectare em 2017 | Gasques <i>et al.</i> (2014), Raiher <i>et al.</i> (2016)          | Censo Agropecuário/IBGE             |
| <i>D</i>        | Controle         | -              | Dummies Regionais do Brasil   | -  | Elaboração própria com base no IBGE |

Fonte: Elaborado pelo Autor.

Com base nos dados coletados do censo agropecuário de 2017 foi possível traçar o perfil médio de um município brasileiro (“estabelecimento rural médio”) que produziu leite neste mesmo ano. Dos 73.429 hectares da “fazenda representativa” 6, 47.321 foram ocupados com atividades relacionadas à pecuária (57%) e 89% possuíam acesso à energia elétrica. Tratando-se da mão-de-obra, 989 indivíduos foram empregados, o que corresponde ao valor de 0,05 pessoas trabalhando por hectare. A respeito da utilização de máquinas, computou-se o montante de 155, ou seja, 0,01 máquinas por hectare. Referindo-

<sup>6</sup>Para Helfand *et al.* (2015), a agregação de dados, como neste caso feita para traçar um perfil, resulta em assumir a homogeneidade em cada observação agregada. Esta agregação pode ser chamada de fazenda representativa, pois reflete o comportamento de um grupo de fazendas, de um determinado tamanho em uma determinada área.

Maiores informações sobre o termo “fazenda representativa” podem ser encontradas nos trabalhos de Nerlove & Bachman (1960), Barker & Stanton (1965) e Sharples (1969).

se às características dos produtores responsáveis pelo estabelecimento rural, 30% receberam algum tipo de assistência técnica, 19% era associado às cooperativas ou entidades de classe e, no que se refere à escolaridade, 17% dos produtores possuía o ensino fundamental completo (IBGE, 2019).

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. A Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Tendo como base as variáveis descritas na seção anterior, a execução da AEDE foi dada em três etapas. A primeira, referente a taxa da produtividade agropecuária do leite (variável dependente), foi dividida nos padrões global e local, considerando a perspectiva diferencial. Dessa forma, optou-se por investigar em quais áreas a diferença entre períodos de tempo pré-determinados (2006 e 2017) fosse realmente significativa no possível processo de convergência.

O *I* de Moran Diferencial Global, em conformidade com Anselin (2016), pode ser computado por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (3)$$

em que *n* corresponde aos 4.472 municípios brasileiros considerados; *z* retrata os valores da variável de interesse após padronização, expressa primeiras diferenças ( $Y_{it} - Y_{i(t-1)}$ ); *Wz* resgata os valores médios da variável de interesse padronizada, em primeiras diferenças ( $Y_{jt} - Y_{j(t-1)}$ ), nos vizinhos, levando em conta a matriz de ponderação espacial *W*; e *S*<sub>0</sub> simboliza o somatório de todos os elementos da matriz de ponderação espacial.

O resultado do teste global é disposto no Quadro 2. Visando evitar a seleção *ad-hoc* de matrizes espaciais, realizou-se o procedimento de Baumont (2004)<sup>7</sup>.

**Quadro 2: *I* de Moran Diferencial Global para a taxa de produtividade agropecuária do leite**

| Matriz    | Variável      | Valor  | Média  | Desvio Padrão | Z       | P-valor   |
|-----------|---------------|--------|--------|---------------|---------|-----------|
| <i>K2</i> | <i>TX PME</i> | 0,1861 | 0,0020 | 0,0083        | 22,3830 | 0,0010*** |

Fonte: Elaborado pelo autor, com auxílio do *software R*.

Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

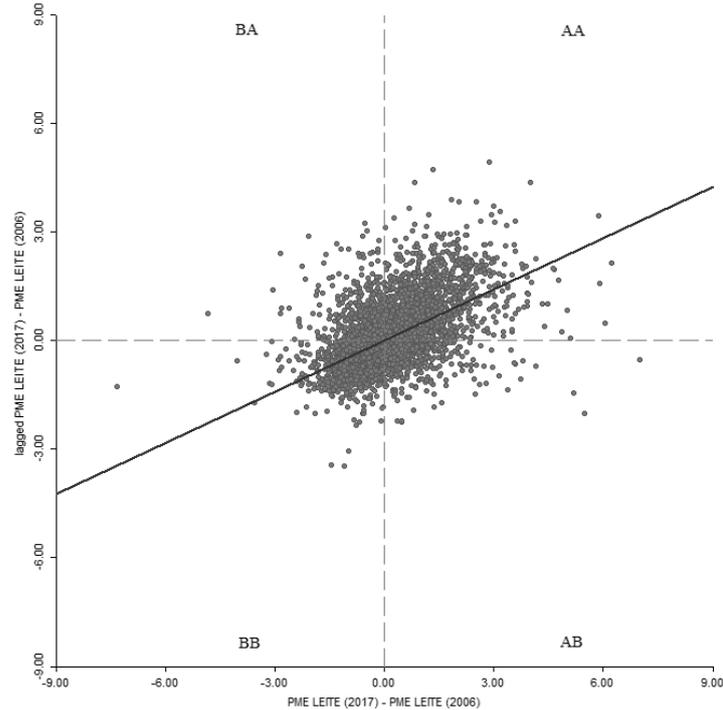
Pelo Quadro 2 pode ser visto que o coeficiente apresenta sinal positivo e é estatisticamente significativo, revelando a existência da autocorrelação espacial do tipo positiva. Este padrão de concentração espacial é reforçado quando se observa o diagrama de dispersão diferencial de Moran para a taxa de produtividade média do leite, Figura 2.

De maneira geral, este tipo de diagrama é fragmentado em quatro quadrantes (considerando de baixo para cima e da esquerda para a direita: baixo-baixo, alto-baixo, baixo-alto e alto-alto). Na Figura 2, pela ordenação das observações, constata-se que a maior parte dos municípios se distribuiu no quadrante AA. Neste caso, municípios com altos índices da taxa de produtividade média do leite serão contíguos a outros municípios que possuam números semelhantes.

Associada a estatística de diagnóstico global, é possível simular a prática diferencial considerando os aspectos locais, através da formação de mapas (LISA – *Local Indicator of Spatial Association*). Observando a Figura 3, é possível destacar dois grandes *clusters* do tipo alto-alto: o primeiro em Minas Gerais, composto por municípios das mesorregiões Noroeste e do Triângulo Mineiro; e o segundo firmado entre municípios dos estados do Mato Grosso do Sul, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Entre as demais modalidades, tem-se, em maior número, pequenos *clusters* do tipo baixo-baixo formados por municípios nas regiões Norte, Nordeste, Sudeste e no Mato Grosso.

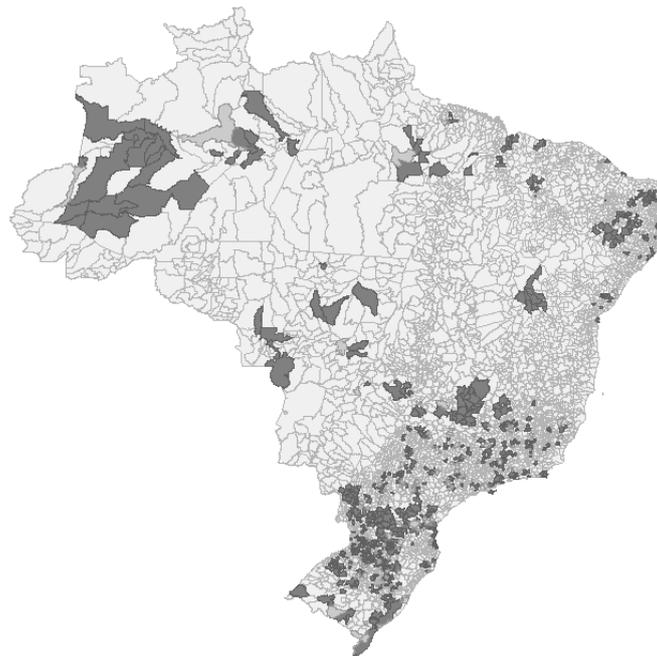
<sup>7</sup> Este procedimento aplica nos resíduos do modelo de regressão por mínimos quadrados ordinários o teste de *I* de Moran. A seleção da matriz é feita observando qual resultado disponibiliza o maior valor de autocorrelação espacial que seja estatisticamente significativo.

**Figura 2: Diagrama de Dispersão Diferencial de Moran para a taxa de produtividade do leite nos municípios do Brasil, considerando o período entre 2006 e 2017.**



Fonte: Elaborado pelo Autor, com auxílio do *software* GeoDa.

**Figura 3: Mapa de Clusters Diferenciais para a produtividade do leite no Brasil, considerando o período entre 2006 e 2017.**



Fonte: Elaborado pelo Autor, com auxílio do *software* GeoDa.

A segunda etapa da AEDE foi estabelecida em prol das variáveis de controle, do tipo quantitativas. Para tanto, aplicou-se a estatística de Moran Global padrão, tendo como referência a matriz de distância de  $k-2$  vizinhos<sup>8</sup>, conforme pode ser observado no Quadro 3.

<sup>8</sup> Respeitando o procedimento de Baumont (2004).

Todas as variáveis dispostas neste quadro apresentaram coeficientes com sinais positivos e estatisticamente significativos, estabelecendo o padrão espacial de convergência. Em outras palavras, municípios vizinhos apresentam o mesmo tipo de característica (atração) sendo alto-alto ou baixo-baixo.

**Quadro 3: I de Moran Global para as variáveis de controle**

| Variável        | Valor  | Média  | Desvio Padrão | Z       | P-valor   |
|-----------------|--------|--------|---------------|---------|-----------|
| <i>PME 2006</i> | 0,7133 | 0,0000 | 0,0138        | 51,6771 | 0,0000*** |
| <i>AREA</i>     | 0,7804 | 0,0000 | 0,0138        | 56,5408 | 0,0000*** |
| <i>ASSIST</i>   | 0,7523 | 0,0000 | 0,0138        | 54,5034 | 0,0000*** |
| <i>COOP</i>     | 0,5890 | 0,0000 | 0,0138        | 42,6794 | 0,0000*** |
| <i>ENERGIA</i>  | 0,5834 | 0,0000 | 0,0138        | 42,2718 | 0,0000*** |
| <i>EF</i>       | 0,4018 | 0,0000 | 0,0138        | 29,1163 | 0,0000*** |
| <i>MDO</i>      | 0,6863 | 0,0000 | 0,0138        | 49,7266 | 0,0000*** |
| <i>MAQ</i>      | 0,8204 | 0,0000 | 0,0138        | 59,4342 | 0,0000*** |

Fonte: Elaborado pelo autor, com auxílio do *software R*.

Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Por fim, para a investigação de padrões espaciais relacionados as variáveis de controle do tipo qualitativas (*dummies*), foi realizado o teste de contagem de junções (*join count*). O Quadro 4 aponta que o número das junções do tipo NN foi maior que seus valores esperados correspondentes, ao passo que o número de junções do tipo NB foi menor que seus respectivos valores esperados. De acordo com o teste, tendo o número observado maior que o valor esperado de junções, sinaliza-se a ocorrência de padrões espaciais para as junções do tipo NN. Quando o valor esperado é maior que o número de junções, revela-se a ausência de padrões espaciais, situação diagnosticada nas junções do tipo NB.

**Quadro 4: Teste de autocorrelação espacial para as variáveis *dummies***

| Variável   | Tipo de Contagem | Número de Junções | Valor Esperado | P-valor   |
|------------|------------------|-------------------|----------------|-----------|
| <i>DNO</i> | NN               | 467               | 35             | 0,0000*** |
|            | NB               | 33                | 897            | 1,0000    |
| <i>DCO</i> | NN               | 626               | 63             | 0,0000*** |
|            | NB               | 54                | 1.178          | 1,0000    |
| <i>DNE</i> | NN               | 1782              | 486            | 0,0000*** |
|            | NB               | 48                | 2.640          | 1,0000    |
| <i>DSE</i> | NN               | 2085              | 667            | 0,0000*** |
|            | NB               | 63                | 2.898          | 1,0000    |
| <i>DS</i>  | NN               | 1641              | 406            | 0,0000*** |
|            | NB               | 19                | 2.489          | 1,0000    |

Fonte: Elaborado pelo autor, com auxílio do *software R*.

Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

## 4.2. Convergência Espacial da Produtividade do Leite

Dando seguimento a análise estabelecida na seção de estratégia empírica, tem-se o modelo, inicialmente estimado por MQO, cujos encontram-se disponíveis no Quadro 5. Pela segunda coluna deste Quadro, pode ser visto que, entre as variáveis de controle, apenas a *proxy* para capital humano (EF) não foi estatisticamente significativa aos níveis de 1%, 5% e 10%. Este resultado engloba, inclusive, as variáveis *dummies* de interação que captam diferentes variações nas taxas de convergências dos municípios entre as diferentes regiões do Brasil.

Contudo, testes de diagnóstico realizados nos resíduos do modelo de MQO indicaram a ocorrência de traços da dependência espacial (constatação esta que caminha em concordância com a AEDE da subseção anterior). Desta forma, a interpretação dos coeficientes apresentados pelo modelo mostra-se equivocada, uma vez que o mesmo apresenta viés.

Para definir a escolha do melhor modelo, verificou-se, primeiramente a ausência de autocorrelação espacial nos resíduos das regressões espaciais estimadas. Considerando àqueles que não apresentaram autocorrelação espacial, adotou-se o ajuste por meio do menor valor do critério de informação AIC.

Deste modo o modelo SAR foi escolhido. Além de captar os transbordamentos da convergência espacial do leite, este modelo também foi capaz de controlar a dependência espacial dos resíduos da regressão.

Pela terceira coluna do Quadro 5 é possível observar a existência de um padrão de convergência condicional para a produtividade do leite brasileira. Neste caso, tanto o efeito do município sobre ele mesmo (direto), quanto o transbordamento em seu entorno (indireto), foram estatisticamente positivos.

Todavia, quando se analisa em nível regional, é possível constatar uma desaceleração da taxa de convergência em virtude dos coeficientes das variáveis *dummies* de interação regionais, estatisticamente significativos, apresentaram sinais positivos considerando tanto os efeitos diretos quanto os indiretos.

Entre as regiões brasileiras, percebe-se uma taxa de  $-0,3058$  para o Centro-Oeste, de  $-0,3366$  para o Nordeste, de  $-0,2953$  para o Sudeste e  $-0,2898$  para o Sul. Este resultado caminha de acordo com o evidenciado Gasques *et al.* (2016) para a produtividade da agropecuária brasileira, sobretudo para a região Sul do Brasil.

Direcionando o enfoque para as demais variáveis de controle quantitativas *AREA*, *ASSIST*, *ENERGIA*, *MDO*, *MAQ* e *WTXPME* apresentaram-se estatisticamente significativas, com sinal positivo, conforme esperado pela literatura.

Considerando os fatores diretamente ligados à produção agropecuária, é visto que características como área, mão de obra, insumos e maquinários afetam tanto a produtividade do produto, como a do trabalho. Sendo assim, a investigação acerca dos retornos desses fatores mostra-se importante na contextualização dos aspectos da produtividade (Gasques *et al.*, 2010; Felema *et al.*, 2013; Gasques *et al.*, 2014; Raiher *et al.*, 2016).

Entre as variáveis *AREA*, *MDO* e *MAQ*, foi o percentual da área explorada com a pecuária que apresentou o menor coeficiente estimado. Este resultado reforça a perspectiva de que, no atual modelo de produção do leite brasileiro, a expansão da área não mais atua como fator decisivo para o aumento da produtividade.

Por sua vez, com acesso à assistência rural (*ASSIST*), público ou privada, o produtor rural teria conhecimento de técnicas e ações a partir da difusão de novas tecnologias, o que elevaria o ganho em produtividade e o rendimento agropecuário (Christoplos, 2010). Rodrigues (1997) reforça que este tipo de política pública destinada ao meio rural, apesar de apresentar diferentes direcionamentos ao longo de sua história, sempre visou perspectivas econômicas e sociais para aumentar o bem estar social das famílias rurais. Com o aumento da produção e da produtividade agropecuárias, seria possível alcançar melhores condições no que se refere à educação, saúde, alimentação, etc.

Investimentos em infraestrutura, como em energia elétrica (*ENERGIA*), rodovias, armazenagem e pesquisa (P&D) têm efeitos positivos sobre a produtividade da agropecuária brasileira. Segundo Mendes *et al.* (2009), há retornos elevados para investimentos em infraestrutura agropecuária, o que gera aumentos na PTF e na competitividade do setor.

**Quadro 5: Estimações da convergência da produtividade do leite por MQO, com controle espacial e seus efeitos parciais**

| Variáveis                          | MQO        | SAR        | Direto     | Indireto   | Total      |
|------------------------------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| <i>CONSTANTE</i>                   | 0,8259***  | 0,8631***  | -          | -          | -          |
|                                    | (0,0532)   | (0,0526)   | -          | -          | -          |
| <i>PME 2006</i>                    | -0,3381*** | -0,3503*** | -0,3543*** | -0,0703*** | -0,4246*** |
|                                    | (0,0185)   | (0,0183)   | [-21,0912] | [-10,4307] | [-21,2833] |
| <i>DCO</i>                         | 0,0504***  | 0,0445***  | 0,0450***  | 0,0089***  | 0,0540***  |
|                                    | (0,0043)   | (0,0043)   | [10,6756]  | [7,7943]   | [10,6530]  |
| <i>DNE</i>                         | 0,0148***  | 0,0137***  | 0,0139***  | 0,0028***  | 0,0166***  |
|                                    | (0,0039)   | (0,0038)   | [3,8082]   | [3,6782]   | [3,8235]   |
| <i>DS</i>                          | 0,0679***  | 0,0605***  | 0,0612***  | 0,0122***  | 0,0733***  |
|                                    | (0,0044)   | (0,0044)   | [14,8467]  | [9,7798]   | [15,1981]  |
| <i>DSE</i>                         | 0,0619***  | 0,0550***  | 0,0556***  | 0,0110***  | 0,0666***  |
|                                    | (0,0039)   | (0,0039)   | [14,9868]  | [9,6023]   | [15,2181]  |
| <i>AREA</i>                        | 0,0697***  | 0,0670***  | 0,0678***  | 0,0135***  | 0,0812***  |
|                                    | (0,0114)   | (0,0112)   | [6,1078]   | [5,6729]   | [6,1628]   |
| <i>ASSIST</i>                      | 0,1544***  | 0,1450***  | 0,1467***  | 0,0291***  | 0,1758***  |
|                                    | (0,0171)   | (0,0168)   | [8,8132]   | [7,4691]   | [8,9294]   |
| <i>COOP</i>                        | -0,0792*** | -0,0719*** | -0,0727*** | -0,0144*** | -0,0872*** |
|                                    | (0,0151)   | (0,0147)   | [-4,9982]  | [-4,5461]  | [-4,9888]  |
| <i>ENERGIA</i>                     | 0,1442***  | 0,1394***  | 0,1410***  | 0,0280***  | 0,1689***  |
|                                    | (0,0252)   | (0,0247)   | [5,5718]   | [4,9180]   | [5,5415]   |
| <i>EF</i>                          | 0,0275     | 0,0260     | 0,0263     | 0,0052     | 0,0316     |
|                                    | (0,0229)   | (0,0224)   | [1,1111]   | [1,1003]   | [1,1107]   |
| <i>MDO</i>                         | 0,3066***  | 0,2674***  | 0,2704***  | 0,0537***  | 0,3241***  |
|                                    | (0,0686)   | (0,0671)   | [3,7060]   | [3,5017]   | [3,6981]   |
| <i>MAQ</i>                         | 0,4550**   | 0,5306***  | 0,5366***  | 0,1065***  | 0,6432***  |
|                                    | (0,1869)   | (0,1829)   | [2,8374]   | [2,7376]   | [2,8372]   |
| <i>W TX PME</i>                    | -          | 0,1750***  | -          | -          | -          |
|                                    | -          | (0,0150)   | -          | -          | -          |
| Informações Adicionais dos Modelos |            |            |            |            |            |
| R <sup>2</sup>                     | 0,1962     | 0,2244     | -          | -          | -          |
| N                                  | 4.472      | 4.472      | 4.472      | 4.472      | 4.472      |
| Matriz                             | -          | k-2        | k-2        | k-2        | k-2        |

Fonte: Elaborado pelo autor, com auxílio do *software R*.

Obs!: Desvio padrão entre parênteses e estatística Z entre colchetes.

Nota: \* Significativo a 10%; \*\* Significativo a 5%; \*\*\* Significativo a 1%.

Apesar de estatisticamente significativa, a variável *coop* apresentou sinal negativo, contrário ao esperado, o que indica que o fato de o produtor rural se associar a cooperativas ou entidades de classe, no período analisado, diminuiu a sua taxa de produtividade. Teoricamente, associado às cooperativas ou entidades de classes, o produtor rural teria maiores oportunidades de aproveitar os benefícios destas organizações para aumentar a produtividade de suas atividades, tais como: i) maior integração vertical, reduzindo custos pelo aumento do poder de barganha na compra de insumos; ii) economias de escala e iii) redução do risco da atividade econômica, comuns a esse tipo de iniciativa (Sexton, 1986).

Uma das possíveis respostas a este resultado está atrelada ao fato de, em média, os grandes produtores de leite não estarem associados às cooperativas ou entidades de classe no Brasil, uma vez que as cooperativas respondem por  $\frac{1}{4}$  do leite produzido no país (EMBRAPA, 2018). Este argumento pode ser associado também a eficiência produtiva e ao acesso à tecnologia. Com os maiores e mais eficientes produtores fora das cooperativas, restariam apenas os pequenos e menos eficientes.

Apenas a *proxy* para o capital humano (EF) manteve-se estatisticamente não significativa, apesar do sinal positivo. Uma possível explicação para este fato pode estar associada ao direcionamento da cadeia de leite no país. Mesmo passando por um período de modernização tecnológica, em nível mundial, afetando todo o processo produtivo (Perobelli *et al.*, 2018), a produção de leite brasileira é altamente dependente do pequeno produtor, com baixa escolaridade, como visto no perfil médio dos produtores rurais responsáveis pelo estabelecimento rural de 2017, que muitas vezes trabalha ordenhando as vacas de forma manual, para abastecimento de laticínios e indústrias locais.

Em termos de políticas públicas, reforça-se a necessidade que as mesmas sejam elaboradas considerando, principalmente, o aumento da capacitação do pequeno produtor rural. Griliches (1994) afirma que para haver ganhos de produtividade no campo, sobretudo advindos de novas tecnologias, é necessário que o produtor rural entenda a necessidade da substituição entre técnicas. E esse entendimento é dado pelo grau de educação do indivíduo. Será o nível de escolaridade, de acordo o autor, que atuará como ferramenta para o entendimento, aceitação e difusão das novas práticas no campo. Para Hoffman (1994), a escolaridade é um condicionante do rendimento e, portanto, da produtividade rural.

Políticas que proporcionem o aumento do acesso às cooperativas ou entidades de classe, bem como à assistência técnica, também se mostram pertinentes, uma vez que os ganhos advindos da maior integração entre os pequenos produtores e o acesso à novas técnicas e tecnologias podem gerar, individualmente, incrementos na forma de gerir as atividades ou mesmo nos ganhos da produção. Quanto mais eficiente for o pequeno produtor, maior será a probabilidade de aumentar a sua renda e, assim, de crescimento na cadeia de produção.

Ademais, assim como em Perobelli *et al.* (2018), entende-se à importância de políticas relacionadas ao setor que também ataquem tópicos como: legislação e regulação; diferentes formas de acesso ao crédito, além das cooperativas; aspectos relacionados à comercialização dos produtos, tanto nacional como internacionalmente (exportações), dentre outras. Todavia, o aprofundamento da discussão dessas políticas não seria respaldado pela estratégia empírica e pelos dados utilizados.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo investigou aspectos de convergência nas taxas de produtividade média do leite para os municípios brasileiros no século XXI, considerando os dados censitários de 2006 e 2017. Para tanto, foi feita uma compatibilização entre os tradicionais modelos de convergência, recorrentes na literatura, e a metodologia de econometria espacial, gerando, assim, um modelo de convergência condicional espacial.

A hipótese levantada foi confirmada. É possível verificar uma desaceleração da taxa de convergência da produtividade do leite nos municípios, entre diferentes regiões do país. Apesar de ter tido um maior crescimento na concentração de municípios produtores entre 2006 e 2017, por exemplo, foi a região Sul que apresentou uma maior desaceleração da taxa de produtividade.

Ao se tratar especialmente as informações recentes da cadeia do leite brasileira, fornece-se subsídios ao formulador de políticas, públicas e privadas, para que sejam construídas estratégias que visem elevar o aumento da produtividade do produtor rural de leite. Sejam políticas estas que incorporem questões da gestão ou mesmo da produção, via educação, acesso ao cooperativismo e entidades de classes, à assistência técnica, dentre outras.

Novas contribuições, com o objetivo de aprimorar a discussão, poderiam acessar aos microdados do censo agropecuário, sobretudo os referentes ao ano de 2017, para comparar-se os resultados individualizados, em nível de produtor rural, por sua respectiva região.

## BIBLIOGRAFIA

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, PP. G. C. (2008) Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 46, n. 1, pp. 31-52.

ALMEIDA, E. S. (2012) **Econometria Espacial Aplicada**. Campinas, SP: Editora Alínea.

ANSELIN, L. (2016) GeoDa™ 1.8.14 User's Guide. Center for Spatial Data Science, University of Chicago.

ARBIA, G. (2006). **Spatial econometrics: statistical foundations and applications to regional convergence**. Berlim: Springer Science & Business Media.

BAER, W. (2009) **A Economia Brasileira**. São Paulo: Editora Nobel, 4ª Edição.

BARKER, R.; STANTON, B. F. (1965) Estimation and aggregation of firm supply functions. **Journal of Farm Economics**, v. 47, n. 3, pp. 701-712.

BARRIOS, E. B. (2007) Convergence in Agriculture of Some Asian Countries. Research report 71. Tokyo: Asian Development Bank Institute.

BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. (1990) **Economic growth and convergence across the United States**. Cambridge: National Bureau of Economic Research.

BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. (1991) Convergence across the states and regions. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 1, n. 1991, pp. 107-158.

BARRO, R.; SALA-i-MARTIN, X. (1992) Convergence. **Journal of Political Economic**, v. 100, n. 2, pp. 223-251.

BAUMOL, W. J. (1986) Productivity growth, convergency, and welfare: What the long-run show. **American Economic Review**, v. 76, n. 5, pp. 1072-1085.

BAUMONT, C. (2004) **Spatial Effects in housing price models: do house prices capitalize urban development policies in the agglomeration of Dijon (1999)?** Mimeo., Université de Bourgogne.

BRASIL – Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. (2019) AGROSTAT - Estatísticas de Comércio Exterior do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: < <http://indicadores.agricultura.gov.br/agrostat/index.htm> >. Acesso em: 11/09/2019.

BONELLI, R.; FLEURY, F. PP.; FRITSCH, W. (1994) Indicadores microeconômicos de desempenho competitivo. **Revista de Administração**, v. 29, n. 2, pp. 3-19.

BONELLI, R.; FONSECA, R. (1998) **Ganhos de Produtividade e de Eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Texto para Discussão 557, Instituto de Economia Aplicada, Brasília.

CASTRO, L. S.; ALMEIDA, E. S.; LIMA, J. E. (2015) A convergência espacial da produtividade de soja no Brasil: o caso das regiões Centro-Oeste e Sul. **Revista Espacios**, v. 36, n. 21, pp. 1-20.

CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada. (2019) PIB do Agronegócio Brasileiro. Disponível em: <[https://www.cepea.esalq.uspp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro .aspx](https://www.cepea.esalq.uspp.br/br/pib-do-agronegocio-brasileiro.aspx)>. Acesso em: 10/09/2019.

CHRISTOPLOS, I. (2010) **Mobilizing the potential of rural and agricultural extension**. In: The Global Forum for Rural Advisory Services. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. (2018) Anuário Leite 2018. Disponível em: <[ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/181654/1/Anuario-Leite2018 .pdf](ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/181654/1/Anuario-Leite2018.pdf)>. Acesso em: 08/01/2020.

EMBRAPA – Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. (2019) Anuário Leite 2019. Disponível em: <<ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/198698/1/Anuario-LEITE-2019.pdf>>. Acesso em: 08/01/2020.

FAN, S.; HAZELL, PP.; THORAT, S. (1999) **Linkages Between Government Spending, Growth, and Poverty in Rural India**. Research report 110. International Food Policy Research Institute. Washington, D.C..

FAO – Food and Agriculture Organization of the United Nations. (2019) Food and agriculture data. Disponível em: < <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QL> >. Acesso em: 17/09/2019.

FELEMA, J.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. (2013) Agropecuária Brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 51, n. 3, pp. 555-574.

FREITAS, C. O. TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J.; SCHUNTZEMBERGER, A. M. S. (2019) Technical efficiency and farm size: an analysis based on the Brazilian agriculture and livestock census. **Rivista di Economia Agraria**, v. 74, n. 1, pp. 33-48.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. (2004) **Condições da Produtividade da Agricultura Brasileira**, Texto para Discussão 1017, Instituto de Economia Aplicada, Brasília.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P. (2009) **Produtividade e fontes de crescimento da agricultura**. Brasília: Mapa.

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

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDEZ, C.; BACCHI, M. R. P. (2014) Produtividade da Agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, n. 3, pp. 87-98.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; RODRIGUES, L.; BASTOS, E. T.; VALDEZ, C. (2016) **Produtividade da agricultura brasileira: A hipótese da desaceleração**. In: VIEIRA FILHO, J. E. R.; GASQUES, J. G. (Orgs.) Agricultura, transformação produtiva e sustentabilidade. Brasília: Ipea, pp. 143-163, cap. 5.

GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A.; et al. (2005) **Economia Brasileira Contemporânea (1945- 2004)**. Rio de Janeiro: Editora Campus.

GRILICHES, Z. (1994) Technology, education and productivity. **An International Center of Economic Growth Publication**, v. 18, pp. 1-45.

HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. (2015) Brazil's Agricultural Total Factor Productivity Growth by Farm Size. In *Annals of 2011 AAEA Annual Meeting*, San Francisco, CA: Agricultural & Applied Economics Association.

HOFFMAN, R. (1994) Desigualdade e pobreza na agricultura de Goiás: 1970-1990. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 32, n. 3, pp. 237-254.

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Agropecuário 2017. Resultados Definitivos. Brasília/Rio de Janeiro: Ministério da Economia, 2019.

KIJEK, A.; KIJEK, T.; NOWAK, A.; SKRZYPEK, A. (2019) Productivity and its convergence in agriculture in new and old European Union member states. **Agricultural Economics**, v. 65, n. 1, pp. 01-09.

LESAGE, J.; PACE, R. K. (2009) **Introduction to Spatial Econometrics**, CRC Press.

LOPES, J. L. (2004) Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001. 208 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, Brasil.

LUCAS, R. (1988) On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economic**, v. 22, pp. 3-42.

LUCENA, R. B. (2000) O papel da agricultura no desenvolvimento econômico brasileiro, 1980/1998. 2000. 156 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil.

LUDENA, C. E.; HERTEL, T. W.; PRECKEL, P. V.; NIN, A. (2006) Productivity Growth and Convergence in Crop, Ruminant and NonRuminant Production: Measurement and Forecasts. GTAP Working Papers 2220, Center for Global Trade Analysis, Department of Agricultural Economics, Purdue University.

LUSIGI, A.; THIRTLE, C. (1998) Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in thirty-two African countries. **Journal of International Development**, v. 10, n. 1, pp.105-115.

MANKIW, N. G.; ROMER, D.; WEIL, D. N. (1992) Contribution on the empirics of economic growth. **Quarterly Journal of Economics**. v. 107, n. 2, pp. 407-35.

MELLOR, J. W. (1967) **O planejamento do desenvolvimento agrícola**. Rio de Janeiro (Estado da Guanabara): Edições O Cruzeiro.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. (2009) Investimentos em Infraestrutura e Produtividade Total dos Fatores na Agricultura Brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v. 63, n. 2, pp. 91-102.

MOREIRA, D. A. (1991) **Medidas da produtividade na empresa moderna**. São Paulo: Pioneira.

NERVOLE, M.; BACHMAN, K. L. (1960) The analysis of changes in agricultural supply: problems and approaches. **Journal of Farm Economics**, v. 42, n. 3, pp. 531-554.

NEVES, M. C. R.; CASTRO, L. S.; FREITAS, C. O. (2019) O Impacto das Cooperativas na Produção Agropecuária Brasileira: uma análise econométrica espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 57, n. 4, pp. 559-576.

OLIVEIRA JÚNIOR, J. N.; CASTELAR, I.; FERREIRA, R. T. (2009) Convergência Microrregional no Setor Agrícola Usando um Modelo com Efeito Threshold. **Economia**, v. 10, n. 3, pp. 553-576.

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

PEROBELLI, F. S.; ARAUJO JUNIOR, I. F. ; CASTRO, L. S. (2018) As dimensões espaciais da cadeia produtiva do leite em Minas Gerais. **Nova Economia (UFMG)**, v. 28, pp. 297-337.

RAIHER, A. PP.; OLIVEIRA, R. A.; CARMO, A. S. S.; STEGE, A. L. (2016) **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 54, n. 3, pp. 517-536.

REZITIS, A. N. (2010) Agricultural productivity and convergence: Europe and the United States. **Applied Economics**, v. 42, n.8, pp. 1029–1044.

RODRIGUES, J. A. (1978) O papel da agricultura no processo de desenvolvimento econômico e as políticas governamentais para o setor agrícola. **Revista de Administração Pública**, v.12, n. 3, pp. 09-37.

RODRIGUES, C. M. (1997) Conceito de seletividade de políticas públicas e sua aplicação no contexto da política de extensão rural no Brasil. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, n. 1, v. 14, pp.113-154.

ROMER, P. M. (1986) Increasing returns and long run growth. **Journal of Political Economic**, v. 94, n. 5, pp. 1002-1037.

SEXTON, R. J. (1986) Cooperatives and the forces shaping agricultural marketing. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 5, pp. 1167-1172.

SHARPLES, J. A. (1969) The representative farm approach to estimation of supply response. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 51, n. 2, pp. 353-361.

SOLOW, R. M. (1956) A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 70, n. 1, pp. 65-94.

SOLOW, R. M. (1957) Technical change and the aggregate production function. **Review of Economic and Statistics**, v. 39, n. 3, pp. 312-320.

SURARIYANTO, K.; THIRTLE, C. (2001) Asian agricultural productivity and convergence. **Journal of Agricultural Economics**, v. 52, n. 3, pp. 96-110.