

O EFEITO DA INTERNET NA PRODUTIVIDADE DA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE ESPACIAL

Alysson Luiz Stege¹
Alex Sander Souza Do Carmo²
Augusta Pelinski Raiher³

Resumo: Esta pesquisa teve como objetivo analisar o efeito da internet na produtividade da agropecuária dos municípios brasileiros. Com base nos dados do Censo Agropecuário de 2017, mensurou-se a produtividade e o percentual de estabelecimentos com acesso à internet, relacionando-as por meio dos modelos de regimes espaciais. Conforme os resultados obtidos pelo modelo SAR com regimes espaciais, verificou-se que a internet tem um efeito positivo e significativo sobre a produtividade agropecuária das regiões brasileiras, exceto sobre a produtividade da região Nordeste.

Palavras-chave: Produtividade da agropecuária; Internet; Regimes espaciais.

Classificação JEL: Q16.

Abstract: This article aimed to analyze the effect of the internet on agricultural productivity in Brazilian municipalities. Using data from Agricultural Census, we measured the productivity and the percentage of establishments with internet access in 2017, relating them through spatial regime models. According to the results obtained by the SAR model with spatial regimes, it was found that the internet has a positive and significant effect on agricultural productivity in Brazilian regions, except for productivity in the Northeast region.

Keywords: Agricultural productivity; Internet; Spatial regimes.

JEL Classification: Q16.

ÁREA 4: ECONOMIA AGRÁRIA E AMBIENTAL

¹ Professor Doutor do Programa de Pós-graduação em Economia e do curso de graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa, Ponta Grossa, Paraná. E-mail: alyssonstege@gmail.com.

² Professor Doutor do Programa de Pós-graduação em Economia e do curso de graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa, Ponta Grossa, Paraná. E-mail: acarmo@uepg.br.

³ Professora Doutora do Programa de Pós-graduação em Economia, do Programa de Pós-graduação em Ciências Sociais Aplicadas e do curso de graduação em Economia da Universidade Estadual de Ponta Grossa, Ponta Grossa, Paraná. E-mail: apelinski@gmail.com.

1 INTRODUÇÃO

Não obstante a maior parte dos usuários da internet viverem nos centros urbanos, o uso deste serviço vem aumentando no meio rural. Conforme o Comitê Gestor da Internet no Brasil (CGI, 2020) o percentual de usuários da rede no meio rural aumentou de 4% para 51% no período de 2008-2019, sendo que esse aumento só não foi maior devido a falta de oferta do serviço aos produtores. Em estudo realizado por Bolfe *et al.* (2020), 47,8% dos produtores entrevistados relataram a dificuldade de implementar a agricultura digital devido a problemas ou falta de conexão nas áreas rurais.

Sobre o uso da internet no meio rural, Bolfe *et al.* (2020) identificou que 70,4% dos produtores usam a internet em atividades gerais ligadas à produção, sendo as principais delas a obtenção de informações e planejamento das atividades da propriedade (66,1%), a gestão da propriedade rural (43,3%) e a compra e venda de insumos, de produtos e da produção (40,5%). Ademais, verificou-se que 57,5% também utilizam as redes sociais para obter ou divulgar informações sobre a propriedade e produção, sendo o *whatsapp* e o Facebook os principais aplicativos utilizados.

Dentre as principais vantagens do uso da internet na produção é a sua relação positiva com a produtividade. Na pesquisa de Bolfe *et al.* (2020) os produtores relataram que a tecnologia digital possibilita um uso mais eficiente dos insumos (como sementes, fertilizantes e defensivos) e um melhor planejamento das atividades diárias (como compra de insumos e comercialização dos produtos). Estas informações estão alinhadas com os trabalhos de Assad e Pancetti (2009) e Conceição e Schneider (2019) que já haviam destacado que a otimização da produção e o fácil acesso à informação e ao conhecimento são os principais canais pelos quais a internet pode afetar a produtividade.

Assad e Pancetti (2009), por exemplo, chamam a atenção para o uso da internet no gerenciamento da produção. Os autores destacam que as Tecnologias de Informação e Comunicação (TICs) estão inseridas nas atividades rurais como um fator de competitividade, tendo em vista que a utilização de *softwares* para o controle agrônômicos, zootécnicos e administrativos, possibilitam um uso mais eficiente dos recursos e ganhos de produtividade, seja o agricultor de pequeno ou grande porte. Conceição e Schneider (2019) destacam que a utilização da internet possibilita ao produtor rural obter informações atualizadas sobre tendência de preços e de safra, previsão do tempo ou novas técnicas de manejo e maquinário, beneficiando o desenvolvimento da produção e da propriedade.

Devido ao uso cada vez mais frequente da internet no meio rural, alguns estudos objetivaram quantificar os seus efeitos sobre a produtividade agropecuária (KAILA; TARP, 2019; AMARAL, 2017; LOPICCALO, 2021). De uma forma geral esses estudos confirmam a hipótese de que o uso da internet na propriedade rural tem efeitos positivos sobre a produtividade. Kaila e Tarp (2019), em estudo para o Vietnã, estimaram que o uso da internet aumentou em 6,8% a produção agrícola local. Amaral (2017), com uma base de dados de 212 países, verificou que 1% de elevação no número de usuários da internet aumentou a produtividade agrícola em 18-33 Kg por hectare. LoPiccalo (2021), analisando os efeitos da internet banda larga na produtividade agrícola dos Estados Unidos, verificou que a internet tem um efeito positivo e significativo sobre a produtividade de todas as culturas analisadas (milho, soja, feno e algodão).

A partir do contexto acima exposto o presente trabalho tem como objetivo estimar os efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros para o ano de 2017, utilizando a econometria espacial por regimes espaciais, controlando assim a dependência espacial e heterogeneidade espacial. O presente trabalho busca contribuir com a literatura em dois sentidos: o primeiro é que não existem trabalhos a nível nacional que avaliaram os efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária, sendo assim, o presente estudo buscar preencher esta lacuna, investigando se a internet tem um papel importante para o crescimento da produtividade agropecuária dos municípios brasileiros. Outro ponto importante diz respeito ao recorte geográfico que será utilizado no presente estudo; nível municipal. A análise neste recorte geográfico é importante devido a heterogeneidade na oferta da internet entre as regiões brasileiras, o que pode gerar diferentes regimes espaciais.

Além da presente introdução, o trabalho possui outras quatro seções. Na seção 2, realiza-se uma breve revisão da literatura acerca dos efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária. Na seção 3, apresenta-se a metodologia que será utilizada no presente trabalho, descrevendo as variáveis e o modelo econométrico. Na seção 4, faz-se a análise dos resultados, em que se inicia com a análise exploratória dos

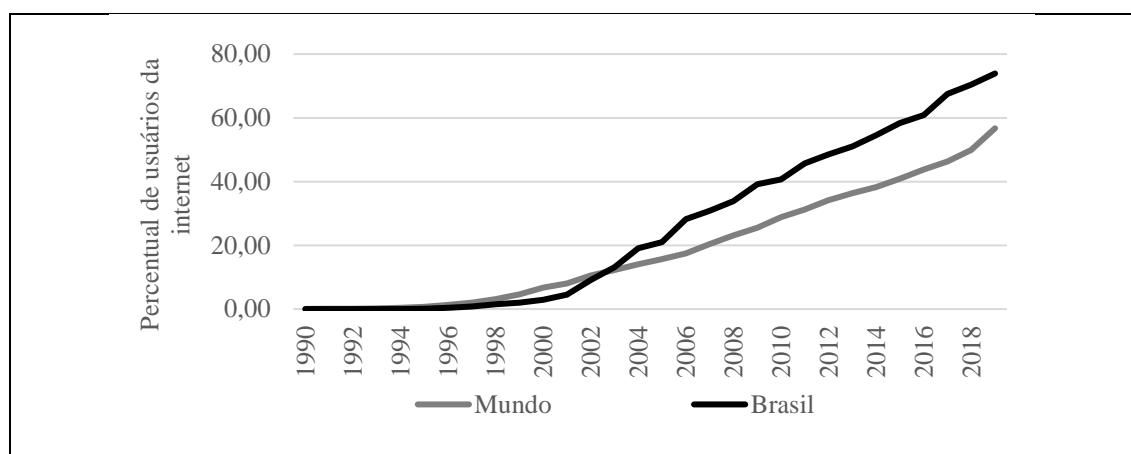
dados espaciais e, na sequência, estima-se o modelo econométrico. Por fim, na seção 5, discorre-se as considerações finais da pesquisa.

2 EVOLUÇÃO DA INTERNET NO MEIO RURAL E SUA RELAÇÃO COM A PRODUTIVIDADE AGROPECUÁRIA

No Brasil, até 1994, a utilização da internet era bastante limitada, sendo restrita ao meio acadêmico, a alguns órgãos governamentais e a algumas organizações não governamentais (GETSCHKO, 2009). Em 1994, ocorreu a expansão do serviço quando a Empresa Brasileira de Telecomunicação (EMBRATEL) lançou um plano de assinatura experimental para uma amostra de cinco mil usuários. Apenas no ano seguinte, em 1995, houve o lançamento da “internet comercial”, acompanhando o fenômeno mundial.

A partir de então o número de usuários da internet no Brasil entrou numa trajetória crescente. Conforme os dados do *World Bank Indicators*, reportados na Figura 1, o percentual de usuários salta de 0,1% em 1995 (ano do lançamento do serviço à população) para 58,3% em 2015. Isto é, em um período de vinte anos, mais da metade da população brasileira já estava interligada à rede mundial de computadores. O último ano obtido, 2019, informa que o percentual de usuários da internet foi de 73,9% da população brasileira, o que representa 134 milhões de pessoas (CGI, 2020).

Figura 1 – Evolução do percentual de usuários da internet no período 1990 – 2019, Brasil e Mundo.



Fonte: *World Bank Indicators*

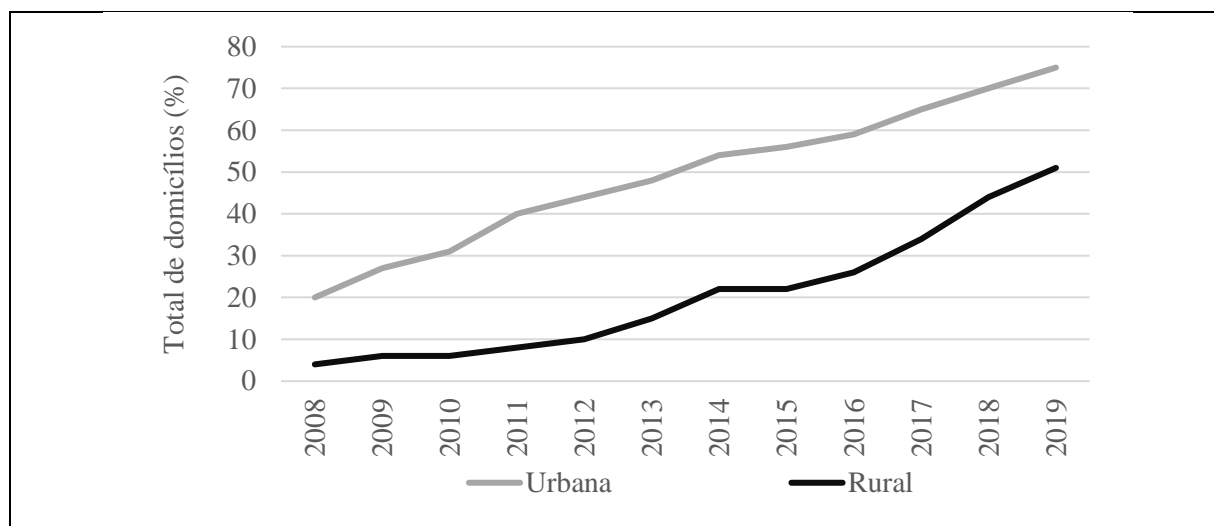
Alguns marcos ajudam a entender a evolução do número de usuários da internet no Brasil. Como já fora adiantado, o lançamento do serviço à população ocorreu em 1995 pela EMBRATEL. Neste período, a empresa detinha o monopólio do fornecimento do serviço. Alguns anos depois ocorreu a desregulamentação do mercado, com a entrada de novos *players*. Junto a isso, houve um movimento de popularização dos computadores pessoais, iniciado nos anos noventa. Nos anos 2000, destacam-se a expansão da internet móvel (3G) e o lançamento dos *smartphones*, ambos em 2007. Conforme pesquisa do CGI (2000) os dispositivos móveis se tornaram os principais meios de acesso à internet, sobretudo entre as classes de renda mais baixas.

Não obstante o crescimento expressivo do número de usuários, ainda existe uma grande discrepância em relação ao número de usuários da internet nos centros urbano e rural. Conforme pesquisa do CGI (2020), em 2019, na área urbana 75% dos domicílios estavam conectados à rede, enquanto na área rural o percentual foi 51%. Assad e Pancetti (2009) ressaltaram que o uso das TICs nas comunidades rurais é mais problemático que no meio urbano, pois no meio rural o acesso à tecnologia nem sempre está disponível, limitando o seu uso na propriedade.

Os dados divulgados no relatório do CGI (2020) refletem justamente esta visão, na medida em que a maior justificativa para a não utilização da internet nos domicílios rurais foi a indisponibilidade do serviço na região (mencionado por 11% dos domicílios pesquisados). No estudo de Bolfe *et al.* (2020), 47,8% dos

produtores entrevistados relataram a dificuldade de implementar a agricultura digital devido a problemas ou falta de conexão nas áreas rurais. Não obstante isso, a pesquisa do CGI (2020) mostra uma evolução expressiva do número de domicílios rurais conectados à rede mundial de computadores, como pode ser visto na série histórica reproduzida na Figura 2.

Figura 2 – Total de domicílios (%) com acesso à internet – urbano e rural.



Fonte: CGI.br (2020)

No relatório do CGI (2020) não foi especificado quais foram os principais usos da internet nos domicílios rurais, mas no trabalho de Bolfe *et al.* (2020) se identificou que 70,4% dos produtores usam a internet em atividades gerais ligadas à produção, sendo as principais delas a obtenção de informações e planejamento das atividades da propriedade (66,1%), a gestão da propriedade rural (43,3%) e a compra e venda de insumos, de produtos e da produção (40,5%). Além disso, verificou-se que 57,5% também utilizam as redes sociais para obter ou divulgar informações sobre a propriedade e produção, sendo o *whatsapp* e o Facebook os principais aplicativos utilizados.

Assad e Pancetti (2009) chamam a atenção para o uso da internet no gerenciamento da produção. Os autores destacam que as TICs estão inseridas nas atividades rurais como um fator de competitividade, pois a utilização de *softwares* para o controle agrônômicos, zootécnicos e administrativos, possibilitam um uso mais eficiente dos recursos e ganhos de produtividade, seja o agricultor de pequeno ou de grande porte. Ademais, em um mercado global e em constante transformação, as trocas de informações e conhecimento entre os elos da cadeia produtiva, seja para a comercialização dos produtos, para o rastreamento das mercadorias ou para a identificação das preferências dos consumidores, é cada vez mais necessária e intensa, exigindo a utilização do formato digital (ASSAD; PANCETTI, 2009).

Seguindo esta linha, Conceição e Schneider (2019) destacam que a utilização da internet possibilita ao produtor rural obter informações atualizadas sobre tendência de preços e de safra, previsão do tempo ou novas técnicas de manejo e maquinário, o que beneficia o desenvolvimento da produção e da propriedade. Outros dois pontos importantes salientados pelos autores são a possibilidade de aquisição de conhecimento, seja por meio de palestras ou cursos *on-line*, e o fortalecimento do vínculo comunitário, por meio da criação de grupos de discussão em aplicativos de mensagens ou redes sociais.

Para Kaila e Tarp (2019) a disseminação da informação e do conhecimento, por meio de páginas especializadas em agricultura, por exemplo, possibilita aos agricultores obterem informações atualizadas do mercado, de novas tecnologias ou processos produtivos, que auxiliam no uso mais eficiente dos insumos. Lokeswari (2016) é enfático ao afirmar que adquirir conhecimento por meio da informação e fazer decisões com base neste conhecimento é a ferramenta mais eficiente para os agricultores manterem a competitividade. Seguindo esta mesma linha de raciocínio, Goyal e González-Velosa (2012) destacam que um dos principais benefícios das TICs é a redução do custo de comunicação.

A queda nos custos de comunicação é relevante, sobretudo, nas economias agrícolas, tendo em vista que as propriedades rurais estão distribuídas em áreas espaçadas, com pouca densidade populacional e não integradas. Diante disso, Goyal e González-Velosa (2012) apontam que a disseminação do conhecimento por meio da extensão rural (um dos principais mecanismos de disseminação do conhecimento) é limitada, ou pelo próprio processo de extensão rural ou pela aversão ao risco do agricultor em adotar uma nova tecnologia de produção. Assim, devido a redução do custo de informação, as TICs podem: i) aumentar a eficiência e excedente de produção nos mercados agrícolas; ii) reforçar a prestação de serviços rurais; iii) facilitar a adoção de tecnologias agrícolas pelo processo de imitação.

Duas passagens no artigo de Assad e Pancetti (2009) retratam muito bem a ampliação da rede de comunicação no meio rural. Em entrevista com um pequeno produtor de leite de São Paulo, ele menciona:

A cada dois dias, entrego 300 litros de leite para um laticínio que tem um rigoroso controle de qualidade, com cinco análises por mês. Mas acompanho os resultados das análises pela internet. Entro no site do laboratório e, por meio de senha, acesso as análises feitas no leite que entreguei. Resultados de análises de solos também recebo por email.

Em outra passagem, o produtor diz:

Ontem mesmo, conversei longamente com a médica veterinária. Usei um serviço de comunicação via internet, através de conexão de voz, o que não me custou nada. Depois de conversarmos, ela me enviou via email vários textos para leitura. Não tenho isso com a televisão.

Devido a importância cada vez mais crescente da internet no meio rural, alguns estudos avaliaram, com modelagem econométrica, os efeitos da internet sobre a produtividade. Kaila e Tarp (2019), por exemplo, estimam os efeitos da internet na produtividade agrícola em uma área rural do Vietnã por meio de um painel de dados. As estimativas mostram que o uso da internet aumentou em 6,8% a produção agrícola local. Os autores apontam que os ganhos de produtividade estão relacionados ao uso mais eficiente dos fertilizantes. Os autores reconhecem que a internet pode ter aumentado a produtividade agrícola por outras canais, entretanto, o banco de dados utilizado na pesquisa impossibilita identificá-los.

Amaral (2017) analisou o efeito da internet sobre a produtividade agrícola (produção por unidade de terra). Para tanto, utilizou-se uma base de dados com 212 países no período de 1990-2014. A variável dependente foi a produtividade em cereal (arroz, milho e trigo) e as variáveis explicativas foram: Produto Interno Bruto (PIB), capital humano, uso de irrigação, uso de fertilizantes, preço do cereal, clima e presença de pragas, e um índice de conectividade à da internet, cuja *proxy* foi o número de usuários por 100 habitantes. Estimando o modelo por Efeito Fixos, verificou-se que a internet tem um efeito positivo e significativo sobre a produtividade agrícola, em que 1% de elevação no número de usuários da internet aumentou a produtividade agrícola em 18-33 Kg por hectare.

LoPiccalo (2021) analisou os efeitos da internet banda larga na produtividade agrícola dos Estados Unidos. Para tanto, utilizou-se um painel de dados para os anos de 2007/2008, 2012 e 2017 utilizando como recorte geográfico os condados norte-americanos. Definiu-se como internet banda larga o número de conexões com velocidade de 25 Mbps de *download* e 3 Mbps de *upload* por 1.000 famílias. No modelo empírico, além desta variável, utilizou-se as características socioeconômicas e demográficas como variáveis de controle, sendo o modelo estimado por Efeitos Fixos e Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E). A variável dependente do modelo foi a produtividade agrícola, medida por *bushel* por área colhida. Nas estimações por MQ2E, consideradas mais robustas por tratar da endogeneidade, os resultados mostraram que dobrando o número de conexões de banda larga eleva a produtividade do milho em 3,63%, a da soja em 3,76%, a do algodão em 10,1% e a do feno em 2,15%.

3 METODOLOGIA

A presente pesquisa tem como objetivo estimar os efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros para o ano de 2017. Todos os dados utilizados neste trabalho foram coletados do Censo Agropecuário, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2017.

A metodologia adotada pode ser dividida em duas partes, sendo estas complementares. Primeiramente, foi aplicada a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), com o objetivo de verificar a existência de uma possível dependência espacial no percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet e da produtividade agropecuária entre os municípios.

Em seguida foi verificado empiricamente os efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros, utilizando a econometria espacial com regimes espaciais divididos pelas grandes regiões brasileiras (Região Norte, Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste).

3.1 ANÁLISE DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL

A análise da dependência espacial para a percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet e da produtividade agropecuária entre os municípios para o ano de 2017, é realizado utilizando a AEDE a qual é uma técnica que descreve e visualiza as distribuições espaciais, identifica as localidades atípicas (*outliers* espaciais), descobre padrões de associação espacial (*clusters* espaciais) e sugere diferentes regimes espaciais (ANSELIN, 1995). Assim, para a implementação da AEDE, serão utilizadas as seguintes estatísticas: o I de Moran Global Univariado e o I de Moran Local representado pelo mapa de *cluster* LISA.

O valor da estatística I de Moran Global Univariado mede o grau de correlação espacial, ou seja, se existe similaridade de valores de uma determinada variável com a similaridade da localização desta mesma variável. Matematicamente, essa estatística é fornecida matricialmente por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{F'WF}{F'F} \quad (1)$$

sendo que n é o número de municípios; F os valores padronizados da variável percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet (ou produtividade agropecuária); WF são os valores médios da variável percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet (ou produtividade agropecuária) nos vizinhos de acordo com uma matriz de ponderação espacial W ; S_0 é o somatório dos elementos da matriz de ponderação W .

A estatística LISA, também denominada de I de Moran Local, mede a contribuição individual de cada observação na estatística I de Moran Global Univariado, capturando simultaneamente as associações e heterogeneidades espaciais (MILLER, 2004). Matematicamente, essa estatística para o i -ésimo município é fornecida por:

$$I_i = F_i \sum_{j=1}^J w_{ij} F_j \quad (2)$$

em que F_i é valor da variável percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet (ou produtividade agropecuária) padronizada do i -ésimo município; F_j é o valor da variável percentual de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet (ou produtividade agropecuária) para o j -ésimo município; e w_{ij} são os valores médios destas variáveis padronizadas nos vizinhos, segundo uma determinada matriz de ponderação.

O somatório da estatística LISA é proporcional à estatística I de Moran Global Univariado, podendo ser interpretado como um indicador de aglomeração espacial local. Como o I de Moran Local é calculado para cada município brasileiro a forma mais eficiente de interpretar os seus valores é por meio do mapa de *clusters* LISA, o qual exhibe as microrregiões com estatísticas significativas do I de Moran Local (ANSELIN, 1995)

Para o cálculo das estatísticas I de Moran Global Univariado e I de Moran Local é necessário a adoção de alguma matriz de peso espacial (W). W é uma matriz quadrada de tamanho $n \times n$, em que cada um dos seus elementos fornecerá o grau de conectividade entre os municípios brasileiros utilizando algum critério de proximidade, que representa a influência do município i sobre o município j .

Segundo Almeida (2012), o conceito de matriz de pesos espaciais está baseado na contiguidade, na distância geográfica ou socioeconômica, ou ainda, uma combinação destas matrizes, sendo que os municípios vizinhos possuem uma interação mais forte entre si do que os municípios que são

geograficamente distantes. As matrizes de peso são determinadas de forma exógena e o resultado da AEDE é sensível à escolha desta matriz. As matrizes mais utilizadas pela literatura são as matrizes de contiguidade (como rainha e torre) e de distância geográfica, pois elas atendem às condições de regularidade impostas pela necessidade de invocar as propriedades assintóticas dos estimadores e dos testes (ALMEIDA, 2012).

3.2 MODELOS ECONOMETRÍCOS ESPACIAIS E VARIÁVEIS UTILIZADAS

Para estimar o efeito da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros, serão utilizados os modelos econométricos espaciais com regimes espaciais. Estes modelos consideram a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial. De acordo com Chasco (2003) existem casos em que a hipótese de uma relação fixa entre as variáveis explicativas e a variável dependente, mantida em toda a amostra, não é sustentável, ou seja, determinados modelos não podem ser ajustados para toda a amostra, mas apenas para alguns subconjuntos desta amostra.

Este subconjunto, deve ser definido por algum critério geográfico, os quais são denominados regimes espaciais e que na presente pesquisa são representados pelas grandes regiões brasileiras: Região Norte (N), Nordeste (Nor), Sudeste (Sud), Sul (S) e Centro-Oeste (CO). Formalmente, este modelo em sua forma espacial e com 5 regimes espaciais é representado por:

$$\begin{bmatrix} Y_N \\ Y_{Nor} \\ Y_{Sud} \\ Y_S \\ Y_{CO} \end{bmatrix} = \rho W \begin{bmatrix} Y_N & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Y_{Nor} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Y_{Sud} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & Y_S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & Y_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_N & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_{Nor} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_{Sud} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & X_{CO} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_N \\ \beta_{Nor} \\ \beta_{Sud} \\ \beta_S \\ \beta_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} WX_N & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & WX_{Nor} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & WX_{Sud} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & WX_S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & WX_{CO} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_N \\ \pi_{Nor} \\ \pi_{Sud} \\ \pi_S \\ \pi_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{Nor} \\ \varepsilon_{Sud} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{Nor} \\ \varepsilon_{Sud} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix} = \lambda W \begin{bmatrix} \varepsilon_N \\ \varepsilon_{Nor} \\ \varepsilon_{Sud} \\ \varepsilon_S \\ \varepsilon_{CO} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_N \\ u_{Nor} \\ u_{Sud} \\ u_S \\ u_{CO} \end{bmatrix}$$

onde Y_i é a variável dependente, aqui representada pela produtividade agropecuária; ρ é o parâmetro autorregressivo espacial; W a matriz de peso espacial; WY_i é a variável produtividade agropecuária defasada no espaço; X_i são as variáveis independentes; β_i e π_i os parâmetros a serem estimados; WX_i as variáveis independentes defasadas no espaço; ε_i o u_i os termos de erro aleatórios; λ é o parâmetro do erro autorregressivo espacial; e λW são os erros defasados espacialmente.

Ao impor restrições nos parâmetros ρ , λ e π geram-se diferentes formas de modelos espaciais. O modelo SAR (*Spatial Autoregressive Model*) impõe as restrições $\rho \neq 0$ e $\lambda = \pi = 0$. Já o modelo SEM (*Spatial Error Model*) impõe as restrições $\lambda \neq 0$ e $\rho = \pi = 0$. Com a restrições $\rho \neq 0$, $\pi \neq 0$ e $\lambda = 0$ têm-se o modelo SDM (*Spatial Durbin Model*). As restrições $\lambda \neq 0$, $\pi \neq 0$ e $\rho = 0$ gera o modelo SDEM (*Spatial Durbin Error Model*). E por fim, as restrições aos parâmetros $\rho = \lambda = \pi = 0$ gera o modelo MQO (*Mínimos Quadrados Ordinários*).

O uso ou não da econometria espacial com regimes espaciais se dá por meio do teste de Chow espacial, o qual compara a soma dos quadrados dos resíduos de uma regressão, usando todo o conjunto de dados (modelo irrestrito), com a soma dos quadrados dos resíduos, obtidos quando todo o conjunto de dados é dividido em regimes (modelo restrito). O teste de Chow espacial é dado por:

$$C = \left\{ \frac{(e'_R e_R - e'_{IR} e_{IR})/k}{n - 2k} \right\} \quad (4)$$

em que e_R são os resíduos do modelo restrito (modelo com regime espacial) e e_{IR} os resíduos do modelo irrestrito (modelo sem regime espacial).

A hipótese nula do teste é a não existência de uma instabilidade estrutural nos parâmetros contra a hipótese alternativa da existência da instabilidade estrutural nos parâmetros. Este teste segue uma distribuição de probabilidade F com k e $(n - k)$ graus de liberdade. De forma geral, a ideia deste teste 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 diferentes regimes espaciais.

Para este estudo, formulou-se a variável produtividade agropecuária seguindo os trabalhos de Hoffman e Jamas (1990), Guerreiro (1995), Felema et al. (2013) e Raiher et al. (2016). A variável é obtida da seguinte forma:

$$VA_i = VB P_i - CI_i \quad (5)$$

$$PT_i = VA_i / ATE_i \quad (6)$$

primeiramente, calcula-se o Valor Agregado para cada município brasileiro i (VA_i), subtraindo do Valor Bruto da Produção Agropecuária do município i ($VB P_i$) dos Custos Intermediários do município i (CI_i). Em seguida, divide-se o Valor Agregado (VA_i) pela Área Total Explorada do município i , obtendo-se a Produtividade Agropecuária do município i (PT_i).

Foi utilizado como $VB P_i$ a soma dos valores das produções totais dos animais e vegetais. No caso dos animais, considera-se o valor da produção de animais de pequeno, médio, grande porte e aves; para os vegetais, utiliza-se a produção das lavouras permanentes, temporárias, horticultura, floricultura, silvicultura e extração vegetal. O valor do CI_i foi mensurado pelo somatório dos gastos com adubos e corretivos, sementes e mudas, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal, ração e outros suplementos, transporte da produção, energia elétrica, combustíveis e lubrificantes e outras despesas.

O conjunto de variáveis representadas em \mathbf{X} , formalizados na equação (3), será composto pelas seguintes variáveis, as quais estão em linha com os trabalhos de Amaral (2017) e Kaila e Tarp (2019):

- ✓ **inter**: percentual de estabelecimentos agropecuários que utilizam a internet, representado a *proxy* para a conectividade da internet do meio rural;
- ✓ **ehae**: equivalente homem dividido pela área explorada. As atividades no campo são realizadas por homens, mulheres e menores de 14 anos, os quais podem ser responsáveis e membros não remunerados da família (não empregados), empregados permanentes e temporários (assalariados) e parceiros e outra condição (empregados não assalariados). Para cada uma destas classes foi atribuído um peso e multiplicado pelo número de pessoas ocupadas em cada classe. Os pesos utilizados podem ser encontrados em Silva e Kageyama (1983). O resultado desta conversão fornece a força de trabalho em equivalente homem, sendo uma *proxy* para o trabalho.
- ✓ **trat**: corresponde a potência dos tratores de roda medida em número de cavalos (c.v.). Este número foi calculado multiplicando o número total de tratores pelo valor correspondente a cada classe de potência. As classes utilizadas foram: a) tratores com até a 100 c.v.; b) acima de 100 c.v. ou mais, disponibilizadas pelo Censo Agropecuário, a *proxy* para capital
- ✓ **adu**: proporção de estabelecimentos agropecuários que fizeram o uso de adubação, representando uma *proxy* para o financiamento dos estabelecimentos agropecuários.

4 ACESSO À INTERNET E PRODUTIVIDADE AGROPECUÁRIA: ANÁLISE PARA OS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

4.1 ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA CONECTIVIDADE NO CAMPO E DA PRODUTIVIDADE AGROPECUÁRIA

Como já discutido na seção 2, são inúmeras as vantagens relativas à utilização da internet no meio rural, melhorando principalmente o gerenciamento da produção, a troca de informações e o conhecimento (KAILA; TARP, 2019; ASSAD; PANCETTI, 2009; CONCEIÇÃO; SCHNEIDER, 2019). Ademais, o uso de internet possibilita a aplicação de “tecnologias habilitadoras da agricultura inteligente ou da agricultura de precisão”, a qual intensifica a produtividade rural.

Não obstante o crescimento dos estabelecimentos rurais conectados à internet, como visto na Figura 2, em 2017, apenas 34% estavam conectados à rede mundial de computadores, sendo que as regiões Norte e Nordeste tiveram percentuais ainda menores, 18% e 24%, respectivamente. Ademais, existia uma heterogeneidade maior nestas regiões, concentrando a conectividade rural em apenas alguns municípios (conforme evidenciado por meio do coeficiente de variação – Tabela 1).

São vários os fatores que podem explicar essa baixa conectividade, tendo como principal explicação a limitada oferta de conexão no campo (MILANEZ et al, 2020), dado que menos de 10% do território rural tem acesso à internet. Em estudo realizado por Bolfe *et al.* (2020), 47,8% dos produtores entrevistados relataram a dificuldade de implementar a agricultura digital devido a problemas ou falta de conexão nas áreas rurais.

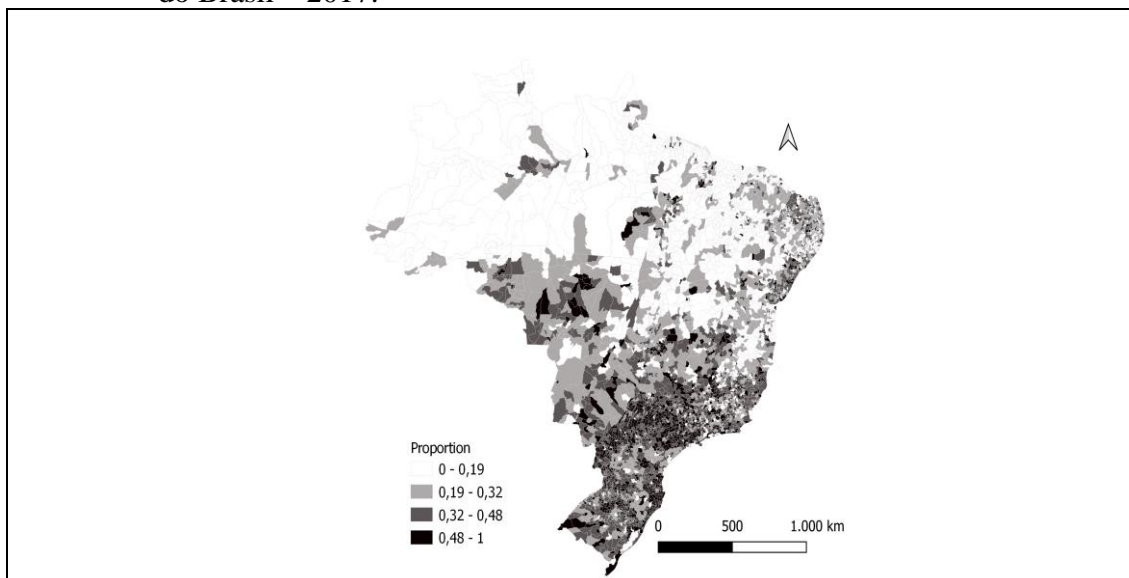
Tabela 1 - Média municipal de estabelecimentos rurais com acesso à internet – Brasil e regiões – 2017.

Região	Média	Desvio padrão	Coeficiente de variação
Norte	0,18	0,15	80,86
Nordeste	0,23	0,16	67,20
Sudeste	0,42	0,20	46,93
Sul	0,47	0,17	36,56
Centro-Oeste	0,30	0,15	50,22
Brasil	0,34	0,20	59,25

Fonte: IBGE, com dados organizados pela pesquisa.

Na Figura 3, tem-se a distribuição espacial do percentual de estabelecimentos com acesso à internet entre os municípios; dois pontos chamam a atenção nesta figura. O primeiro é que existe uma grande heterogeneidade espacial no acesso à internet, com municípios com baixo percentual de estabelecimentos conectados à rede (sobretudo nas regiões Norte e Nordeste) e municípios com elevado percentual de estabelecimentos com acesso à internet (principalmente nas regiões Sul e Sudeste). O segundo se refere ao padrão da distribuição espacial da conectividade ao longo do Brasil, de modo que os municípios com proporções maiores de estabelecimentos com acesso à internet estão próximos de municípios com similar característica (e *vice-versa*).

Figura 3 - Proporção de estabelecimentos rurais com acesso à internet – municípios do Brasil – 2017.



Fonte: Censo Agropecuário 2017, com dados organizados pela pesquisa.

A Tabela 2 informa o I de Moran calculado para os dados mostrados na Figura 3. Independentemente da matriz de pesos espaciais utilizada (Rainha, Torre, 1 vizinho, 5 vizinhos e 10 vizinhos), o valor da estatística do I de Moran foi sempre positivo e estatisticamente significativo, confirmando a existência de um padrão de concentração espacial da conectividade do campo.

Tabela 2 - I de Moran – proporção de estabelecimentos com acesso à internet – municípios do Brasil – 2017.

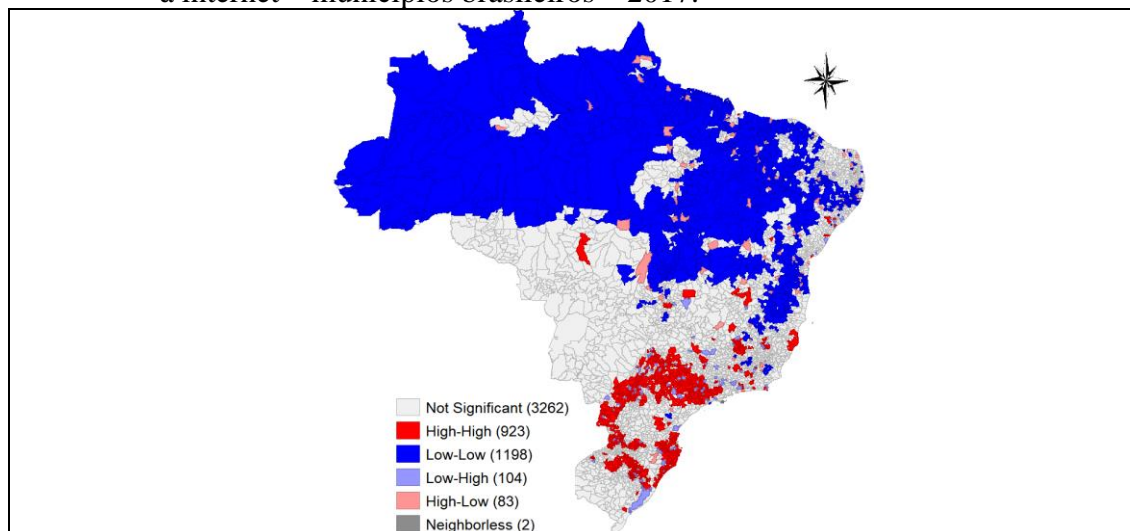
Agricultura	Rainha	Torre	1 vizinho	5 vizinhos	10 vizinhos
Total	0,53*	0,52*	0,58*	0,53*	0,50*

Fonte: Estimção dos autores com os dados da pesquisa.

Nota: * Significativo a um nível de significância de 1%. 999 Permutações.

O I de Moran Local é reportado na Figura 4. Nesta figura é possível visualizar a formação de conglomerados de alto acesso digital especialmente no Sul e Sudeste, e a formação de *clusters* de baixa conectividade no Norte e Nordeste do país. No caso destes últimos, é possível identificar alguns municípios isolados com alta proporção de conectividade, rodeados de municípios com baixa proporção de acesso. São ilhas digitais rurais que se diferenciam dos demais municípios ao longo das regiões Norte e Nordeste. Neste contexto, pode-se inferir que, além da conexão rural não contemplar a maioria dos estabelecimentos rurais, ela tem um padrão de concentração espacial, formando uma grande lacuna nas regiões Norte e Nordeste do país.

Figura 4 - I de Moran Local – Mapa LISA – Proporção de estabelecimento com acesso à internet – municípios brasileiros – 2017.



Fonte: Resultado da pesquisa.

Diante deste contexto, até que ponto essa distribuição espacial da internet no meio rural está relacionada com a produtividade da agropecuária? Para iniciar essa discussão, analisou-se, primeiramente, o comportamento da produtividade ao longo dos municípios brasileiros. Os resultados reportados na Tabela 3 sinalizam a existência de uma grande discrepância no que tange a produtividade da agropecuária das regiões, de modo que a produtividade do Sul se apresentou quatro vezes superior à do Norte e três vezes maior que a do Nordeste.

Tabela 3 - Produtividade média dos estabelecimentos rurais – Regiões do Brasil – 2017.

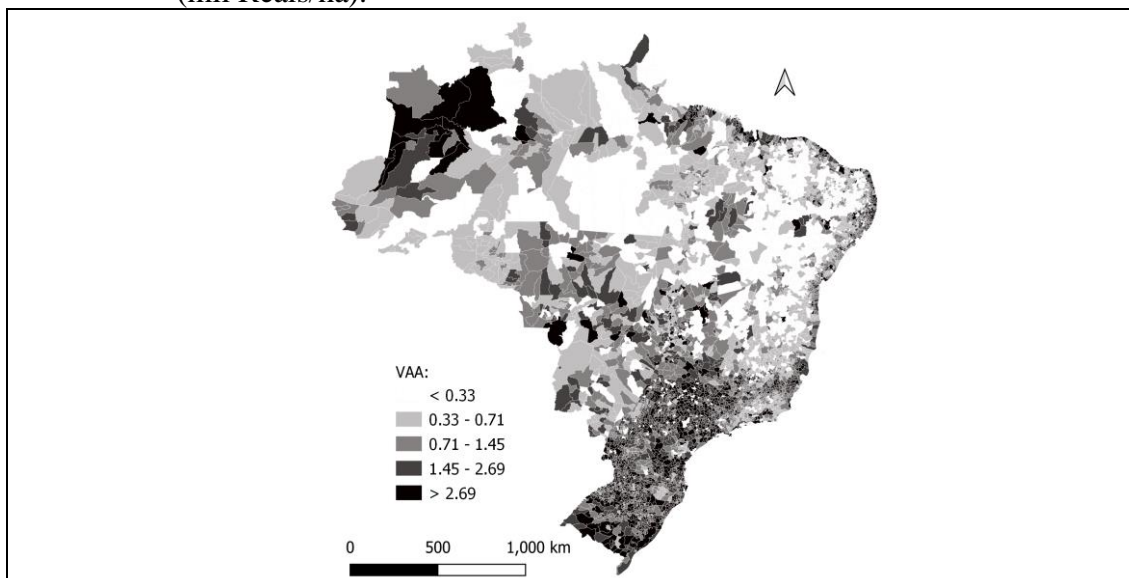
Região	Produtividade média
Norte	0,50
Nordeste	0,62
Sudeste	1,56
Sul	2,01
Centro-Oeste	0,92
Brasil	1,06

Fonte: IBGE, com dados organizados pela pesquisa

A distribuição espacial da produtividade da agropecuária é ilustrada na Figura 5, em que é possível observar um vazio da produtividade em pontos específicos no Norte e Nordeste, formando um grande corredor ao longo destas regiões. Outro elemento importante observado na Figura 5 se refere à proximidade dos municípios com maior (menor) valor agregado por área explorada da agropecuária, indicando potenciais *spillovers* de produtividade para a vizinhança. Esse resultado é ratificado por meio da Tabela 4, na qual se tem a estatística I de Moran, cujo valor, independentemente da matriz de pesos espaciais utilizada, apresentou sinal positivo e significativo, indicando um padrão de concentração espacial da produtividade do campo.

A concentração espacial da produtividade agropecuária pode ser causada por dois efeitos. Devido a facilidade de os produtores rurais adaptarem as tecnologias de produção dos seus vizinhos, o efeito imitação é muito forte no meio rural, indicando a presença de externalidades positivas (SILVA et al., 2012). Além disso, como as culturas utilizam recursos naturais concentradas no espaço geográfico, o agrupamento da produção em forma de *cluster* acaba sendo reforçado (ROCHA; PARRÉ, 2009).

Figura 5 – Distribuição espacial da produtividade agropecuária por município - 2017 (mil Reais/ha).



Fonte: Censo Agropecuário 2017, com dados organizados pela pesquisa.

Tabela 4 - I de Moran da distribuição espacial da produtividade agropecuária por município – 2017.

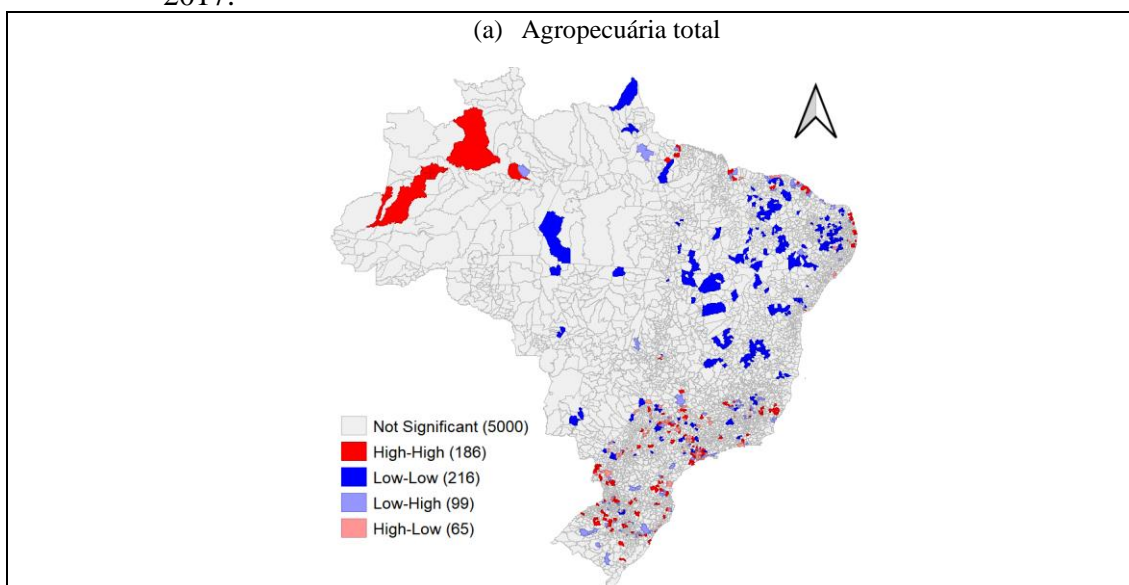
Agricultura	Rainha	Torre	1 vizinho	5 vizinho	10 vizinho
Total	0,06*	0,07*	0,08*	0,06*	0,06*

Fonte: Resultado da pesquisa

Nota: * Significativo a um nível de significância de 1%. 999 Permutações.

Na Figura 6 se ratifica o padrão de concentração espacial da produtividade ao longo do país. Assim, pode-se inferir que além do valor agregado por área explorada não ser tão elevado em todas as regiões brasileiras, existem lacunas da produtividade especialmente entre os municípios que compõem o Nordeste e Norte, apresentando disparidades expressivas.

Figura 6 - I de Moran Local – Mapa LISA – Produtividade agropecuária dos municípios – 2017.



Fonte: Resultado da pesquisa.

Diante destes resultados, e considerando que há certa similaridade quanto à distribuição das maiores produtividades rurais (Figura 5) e da conectividade digital do campo (Figura 3), se questiona acerca

do efeito desta última na formação do valor agregado por área explorada dos municípios brasileiros, assunto que será abordado na próxima subseção.

4.1 O EFEITO DA INTERNET SOBRE A PRODUTIVIDADE AGROPECUÁRIA DOS MUNICÍPIOS BRASILEIROS

Os resultados apresentados na seção anterior demonstram que a distribuição espacial da produtividade agropecuária e da internet não ocorrem aleatoriamente e de forma homogênea no espaço. Assim, estudos econométricos que não considerem a relação do espaço podem gerar resultados enviesados. Levando isso em consideração, será estimado um modelo econométrico que contemple tanto a dependência espacial quanto a heterogeneidade espacial.

Para verificar o efeito da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros, inicialmente, estimou-se a equação (3) sem os regimes espaciais, isto é, uma regressão para todos os municípios, usando o modelo de MQO com *dummies* para as regiões Norte, Nordeste, Sul e Centro-Oeste, sendo a região Sudeste utilizada como base. O modelo fornecido em (3) foi todo estimado utilizando as variáveis transformadas em logaritmo neperiano, com o intuito de aproximar da normalidade, além de que as regressões apresentaram um melhor ajuste com as variáveis neste formato. Os resultados encontram-se na Tabela 5 coluna (1).

Tabela 5 - Resultados dos modelos econométricos sem regime espacial.

Variáveis/Testes	Modelos econométricos sem regime espacial				
	MQO (1)	SAR (2)	SEM (3)	SDM (4)	SDEM (5)
<i>constant</i>	1,624*** (0,064)	1,093*** (0,087)	1,484*** (0,102)	0,187 (0,151)	1,697*** (0,168)
<i>lninter</i>	0,125*** (0,021)	0,087*** (0,019)	0,072*** (0,021)	0,042* (0,022)	0,072*** (0,021)
<i>lnehae</i>	0,577*** (0,018)	0,415*** (0,028)	0,498*** (0,026)	0,466*** (0,034)	0,488*** (0,028)
<i>Intra</i>	0,055*** (0,005)	0,042*** (0,004)	0,032*** (0,004)	0,028*** (0,005)	0,036*** (0,005)
<i>lnadu</i>	0,221*** (0,019)	0,142*** (0,019)	0,180*** (0,023)	0,131*** (0,026)	0,150*** (0,023)
<i>norte</i>	-0,173*** (0,049)	-0,033*** (0,050)	-0,359*** (0,103)	0,037 (0,040)	-0,049 (0,111)
<i>nordeste</i>	-0,934*** (0,042)	-0,530 (0,062)	-0,922*** (0,084)	-0,020 (0,089)	-0,709*** (0,093)
<i>sul</i>	0,284*** (0,030)	0,137*** (0,032)	0,361*** (0,068)	0,017 (0,029)	0,245*** (0,067)
<i>centro-oeste</i>	0,386*** (0,049)	0,322*** (0,048)	0,206** (0,089)	0,055 (0,054)	0,371*** (0,096)
<i>w_lninter</i>	0,007 (0,036)	0,154*** (0,051)
<i>w_lnehae</i>	-0,416*** (0,076)	0,114*** (0,040)
<i>w_Intra</i>	-0,025* (0,013)	0,030*** (0,011)
<i>w_lnadu</i>	-0,112*** (0,034)	0,100** (0,040)
ρ (rho)	...	0,411*** (0,043)	...	0,929*** (0,100)	...
λ (lambda)	0,648*** (0,014)	...	0,632*** (0,014)
Critério de Informação Schwarz	14748,350	13244,080	13234,822	13190,091	13197,722
R ²	0,496	0,507	0,491	0,477	0,506
I de Moran resíduos	0,373***	0,088***	0,402***	-0,207***	0,381***

Fonte: estimação dos autores com os dados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%; entre parênteses, encontra-se o desvio-padrão dos coeficientes estimados.

Observando os resultados do modelo de MQO (coluna 1) verifica-se que as variáveis *lninter*, *lnehae*, *lntra* e *lnadu* apresentaram significância estatística de 1% e todas com sinal positivo. Com relação à internet, verifica-se que o aumento de 1% na proporção de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet aumenta a produtividade agropecuária em 0,125%.

Nos resultados da Tabela 5, observa-se que os coeficientes das variáveis *dummy* para as regiões são todos estatisticamente significativos, onde a região Norte e Nordeste apresentaram sinal negativo e as regiões Sul e Centro-Oeste sinal positivo. Isto significa que, em relação à produtividade agropecuária da região Sudeste, um município na região Sul ou Centro-Oeste apresenta, em média, maior produtividade agropecuária, enquanto nas regiões Norte ou Nordeste apresentam em média, valores menores, resultados que corroboram com as análises preliminares da Tabela 3.

A distribuição espacial da produtividade agropecuária (Figura 5) em conjunto com os valores do I de Moran Global (Tabela 4) e Local (Figura 6) forneceram os primeiros indícios de que a distribuição espacial da produtividade agropecuária dos municípios brasileiros não ocorre de forma aleatória no espaço, pelo contrário, existe uma dependência espacial desta variável, com um padrão de concentração espacial. Verificou-se também uma heterogeneidade espacial desta variável, a qual pode ser gerada pelos efeitos específicos de cada região.

Para verificar o uso ou não da técnica de econometria espacial, realizou-se o teste de I de Moran dos resíduos do modelo de MQO, o qual possui como hipótese nula a aleatoriedade espacial destes resíduos. A última linha da Tabela 5 apresenta o resultado deste teste, o qual apresentou um valor de 0,373 e significativo a 1%, indicando que os resíduos do modelo são não aleatórios, sendo necessário o uso de modelos econométricos que acomodem a dependência espacial.

Desta forma, foram testados os modelos econométricos espaciais do tipo SAR, SEM, SDM e SDEM⁴ sem os regimes espaciais (uma regressão para todos os municípios), cujo resultados estão apresentados pelas colunas de (2) a (5) da Tabela 5, respectivamente. Estes modelos acomodam apenas a dependência espacial. Nesta pesquisa é utilizada a matriz de pesos espaciais do tipo torre em todos os modelos econométricos espaciais. Os parâmetros espaciais ρ (rho) e λ (lambda) foram altamente significativos e positivos em todos os modelos espaciais.

Nos modelos SAR e SDM (colunas 2 e 4) o parâmetro ρ (rho) mede a dependência espacial inerente à amostra de dados, ou seja, ele mede a influência média das observações dos seus vizinhos. Isto quer dizer que, um alto valor na produtividade agropecuária nos municípios vizinhos, aumenta o valor da produtividade agropecuária no município *i*, constatando assim, o efeito transbordamento da variável dependente. O parâmetro λ (lambda) dos modelos SEM e SDEM (colunas 3 e 5) apresenta o padrão espacial que é manifestado no termo de erro, representando os efeitos não modelados e que não são distribuídos aleatoriamente no espaço como, por exemplo, um choque aleatório não observado ocorrido em um município e que se espalha nos municípios vizinhos devido ao efeito transbordamento.

Com relação às variáveis do modelo, as estimativas das regressões espaciais apresentaram mudanças nas magnitudes dos coeficientes *lninter*, *lnehae*, *lntra* e *lnadu*, mas apresentaram os mesmos sinais e significâncias estatísticas próximas ao modelo de MQO (coluna 1), tais resultados demonstram robustez nas estimativas espaciais uma vez que o sinal dos coeficientes permaneceu o mesmo. Por sua vez, as variáveis defasadas espacialmente nos modelos SDM e SDEM apresentaram comportamentos distintos. No modelo SDM as variáveis *w_lnehae*, *w_lntra*, *w_lnadu* apresentaram sinais negativos e estatisticamente significativos e no modelo SDEM apresentaram sinais positivos e estatisticamente significativos.

Com base nos resultados das regressões dos modelos de (1) e (5), da Tabela 5, têm-se um indício de que cada região possa apresentar um comportamento distinto na produtividade agropecuária em seus municípios, sendo que esse comportamento pode se manifestar em diferentes coeficientes de inclinação ou intercepto, em particular, diferentes respostas ao uso da internet em cada região. Para modelar esta suposição, utilizou a metodologia da regressão espacial por regimes espaciais.

É importante aqui mencionar que ao estimar o modelo econométrico por regimes espaciais está se controlando tanto a dependência quanto a heterogeneidade espacial, os quais se manifestam na diferença

⁴ Os modelos SAR e SDM foram estimados por variáveis instrumentais proposto em Anselin (1980) e Kelejian e Robinson (1993) utilizando como instrumento as variáveis *lninter*, *lnehae*, *lntra* e *lnadu* defasadas espacialmente. Por sua vez os modelos SEM e SDEM foram estimados pelo método GMM proposto por Kelejian e Prucha (2010).

dos coeficientes em função das diferenças regionais. Para verificar o uso ou não desta técnica se calculou o teste de Chow em sua versão espacial, cujo resultado está reportado na Tabela 6.

Tabela 6 - Teste de Chow Espacial para o modelo econométrico de regime espacial do tipo SAR.

Variáveis	Valor	p-valor
<i>constant</i>	22,589	0,000
<i>lnadu</i>	33,440	0,000
<i>lnehae</i>	24,455	0,000
<i>lninter</i>	15,093	0,005
<i>lntra</i>	4,247	0,374
<i>Valor global do teste</i>	214,293	0,000

Fonte: estimação dos autores com os dados da pesquisa.

Ressalta-se que o valor global da estatística de Chow Espacial se mostrou altamente significativo, rejeitando a hipótese nula de que os coeficientes são iguais para as grandes regiões analisadas. Isto evidencia que há instabilidade estrutural nos parâmetros estimados, isto é, os coeficientes variam significativamente entre as regiões brasileiras devido a existência de regimes espaciais.

Foram testados os modelos econométricos com regimes espaciais do tipo SAR, SEM, SDM e SDEM⁵. A escolha do modelo mais adequado se baseou em dois critérios. No primeiro, os resíduos não devem apresentar autocorrelação espacial. No segundo, avaliou-se a qualidade do ajuste do modelo, em que o melhor modelo será aquele que apresentar o menor valor do critério de Akaike.

Seguindo estes dois critérios, o modelo SAR com mudança estrutural nos parâmetros foi o melhor modelo⁶, uma vez que o valor do critério de Akaike deste modelo foi o menor (como mostra Tabela A1 em Anexo) e a autocorrelação espacial dos modelos SEM, SDM e SDEM não foi acomodada. O modelo SAR com regimes espaciais foi estimado por variáveis instrumentais proposto em Anselin (1980) e Kelejian e Robinson (1993) e corrigidos para heterocedasticidade pelo procedimento de White. A Tabela 7 apresenta os resultados deste modelo.

Tabela 7 - Resultado do modelo econométrico de regime espacial do tipo SAR.

Variáveis/Testes	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
<i>constant</i>	1,288*** (0,164)	0,536*** (0,080)	0,908*** (0,132)	1,037*** (0,163)	0,682 (0,462)
<i>lninter</i>	0,142*** (0,041)	-0,0004 (0,030)	0,167*** (0,039)	0,129*** (0,046)	0,142** (0,070)
<i>lnehae</i>	0,491*** (0,048)	0,449*** (0,034)	0,268*** (0,037)	0,294*** (0,045)	0,314*** (0,069)
<i>lntra</i>	0,042*** (0,012)	0,033*** (0,006)	0,042*** (0,007)	0,033** (0,013)	0,111*** (0,043)
<i>lnadu</i>	0,069* (0,038)	0,117*** (0,022)	0,359*** (0,055)	0,280* (0,164)	0,335*** (0,056)
ρ (rho) global	0,476*** (0,038)				
R ²	0,5388				
Valor do teste de Anselin-Kelejian	0,629				

Fonte: estimação dos autores com os dados da pesquisa.

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%; entre parênteses, encontra-se o desvio-padrão dos coeficientes estimados.

Com base nos resultados reportados na Tabela 7, observa-se que as variáveis apresentaram sinais positivos e significância estatística para todas as regiões, a única exceção foi a variável *lninter* (proporção

⁵ Os modelos econométricos espaciais foram estimados por variáveis instrumentais como proposto em Anselin (1980) e Kelejian e Robinson (1993) – modelo SDM – e pelo método GMM proposto por Kelejian e Prucha (2010) – modelos SEM e SDEM.

de estabelecimentos com internet) para a região Nordeste que apresentou um valor negativo e não significativo. Também se verifica que cada região responde de uma maneira distinta, comprovando que os coeficientes não são iguais para as grandes regiões analisadas, ou seja, há instabilidade estrutural nos parâmetros estimados.

Neste tipo de regressão tem-se um único parâmetro de defasagem espacial ρ (rho) global, o qual mostrou-se altamente significativo e positivo com um valor de 0,476. Observa-se também que, neste modelo, não há autocorrelação espacial nos resíduos, demonstrando que a dependência espacial foi adequadamente tratada pela incorporação do termo de defasagem espacial, visto que o teste de Anselin-Kelejian obteve um valor de 0,629 e não significativo.

No modelo SAR, devido ao parâmetro ρ (rho), a interpretação dos coeficientes das variáveis explicativas do modelo não deve ser realizada diretamente. Uma mudança em uma das variáveis independentes em um determinado município afetará o próprio município (impacto direto) e todos os outros municípios vizinhos indiretamente (impacto indireto), os chamados efeitos *spillovers*. A soma dos efeitos diretos e indiretos gera os efeitos totais (LESAGE; PEACE; 2009; ELHORST, 2014). A interpretação dos resultados deve realizada com base nos valores destes dois efeitos, conforme a Tabela 8.

Tabela 8 - Efeito marginal direto, indireto e total proporcionado pela retroalimentação da interação espacial para o modelo SAR.

Região	Variáveis	Efeito Marginal		
		Direto	Indireto	Total
Norte	<i>constant</i>	1,288	1,169	2,457
	<i>lninter</i>	0,142	0,129	0,270
	<i>lnehae</i>	0,491	0,445	0,936
	<i>lntra</i>	0,042	0,038	0,081
	<i>lnadu</i>	0,069	0,063	0,132
Nordeste	<i>constant</i>	0,536	0,486	1,022
	<i>lninter</i>	0,000	0,000	-0,001
	<i>lnehae</i>	0,449	0,407	0,856
	<i>lntra</i>	0,033	0,030	0,062
	<i>lnadu</i>	0,117	0,106	0,223
Sudeste	<i>constant</i>	0,908	0,824	1,732
	<i>lninter</i>	0,167	0,152	0,319
	<i>lnehae</i>	0,268	0,243	0,511
	<i>lntra</i>	0,042	0,038	0,080
	<i>lnadu</i>	0,359	0,326	0,685
Sul	<i>constant</i>	1,037	0,941	1,978
	<i>lninter</i>	0,129	0,117	0,246
	<i>lnehae</i>	0,294	0,267	0,560
	<i>lntra</i>	0,033	0,030	0,063
	<i>lnadu</i>	0,280	0,254	0,534
Centro-Oeste	<i>constant</i>	0,682	0,619	1,302
	<i>lninter</i>	0,142	0,129	0,272
	<i>lnehae</i>	0,314	0,285	0,599
	<i>lntra</i>	0,111	0,101	0,212
	<i>lnadu</i>	0,335	0,304	0,640

Fonte: estimações dos autores com os dados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 8 podem ser interpretados da seguinte maneira. A magnitude do efeito direto da internet sobre a produtividade agropecuária da região Sudeste é 0,167%, isto quer dizer que o aumento de 1% na proporção de estabelecimentos agropecuários conectados à internet no município i da

região Sudeste, irá aumentar, em média, 0,167% a produtividade agropecuária do município *i*. Já o efeito indireto foi de 0,152%, indicando que o aumento de 1% na proporção de estabelecimentos agropecuários com acesso à internet no município *j* aumentará, em média, 0,152% a produtividade agropecuária do município *i*. Somando esses dois efeitos, estima-se que se a proporção de estabelecimentos com acesso à internet aumentar 1% na região Sudeste a produtividade agropecuária aumentará, em média, 0,319%.

O efeito da internet sobre a produtividade agropecuária da região Sudeste foi o maior efeito observado. Para as demais regiões, verifica-se que o efeito total da internet sobre a produtividade agropecuária da região Centro-Oeste foi de 0,272%, para o Sul foi de 0,246%, para a região Norte foi de 0,270% e para o Nordeste o efeito foi nulo.

Observa-se também que devido aos efeitos indiretos a magnitude destes coeficientes aumentou consideravelmente, demonstrando a importância do espaço na estimação econométrica, o qual se manifesta através do *spillovers* (efeito indireto). Isso indica que a ampliação da conexão rural não afeta apenas os municípios com proporções maiores de conexão digital, mas também as regiões do envoltório. Com efeito, diretamente a propriedade com acesso a internet tende a melhorar a sua eficiência dada o uso de tecnologias digitais voltadas, por exemplo, para o gerenciamento da produção [controle agrônomico, zootécnico e administrativo, conforme inferem Francisco e Pino (2004), Assad e Pancetti (2009)] e, indiretamente, pode contribuir com o avanço da produtividade de produtores e municípios vizinhos por conta do transbordamento de informações referentes, por exemplo, ao mercado, às novas tecnologia, novos insumos, etc (GOYAL; GONZÁLEZ-VELOSO, 2012; KAILA; TARP, 2019). Portanto, a ampliação do acesso à internet ao longo do país tende a fomentar a produtividade rural de forma direta e indiretamente.

O fato de a internet não ter efeito significativo sobre a produtividade agropecuária da região Nordeste pode ter relação com o baixo percentual de propriedades com acesso à internet, pois, em média, apenas 23% dos estabelecimentos rurais dessa região estão conectadas à rede (conforme Tabela 1). Ademais, como visto na Figura 6, a distribuição espacial da proporção de estabelecimentos com acesso à internet revelou grandes vazios na região Nordeste, tendo em vista que há vários municípios que possuem poucos ou nenhum estabelecimento conectado à rede mundial de computadores.

No entanto, a grande maioria das estimações obtidas no presente trabalho corroborou a hipótese de que o acesso à internet tem efeitos positivos sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros. Os resultados aqui encontrados estão em linha com outras evidências da literatura empírica que também identificaram efeitos positivos e significativos da internet sobre a produtividade (AMARAL, 2017; KAILA; TARP, 2019; ASSAD; PANCETTI, 2009; CONCEIÇÃO; SCHNEIDER, 2019).

Como já mencionado no corpo do trabalho, os efeitos positivos da internet sobre a produtividade ocorrem porque o uso desta tecnologia possibilita aos produtores rurais terem maior acesso à informação e ao conhecimento, bem como, otimizar a gestão da propriedade. Assim, pode-se inferir que a ampliação da conectividade da agropecuária ao longo do Brasil, especialmente naqueles municípios mais carentes no que diz respeito ao acesso à internet, tenderia a elevar a produtividade rural do país.

5 CONCLUSÃO

Esta pesquisa objetivou analisar o efeito da internet sobre a produtividade agropecuária dos municípios brasileiros. Cada vez mais a conectividade digital se apresenta como um elemento importante da competitividade da propriedade rural, seja por meio da otimização do gerenciamento da produção, na troca de informações e de conhecimento, como também em decorrência da própria aplicação de “tecnologias habilitadoras”.

Entretanto, um percentual bastante modesto de estabelecimentos agropecuários (apenas 34%) está se beneficiando desta tecnologia, os quais se concentram fundamentalmente no Sul e Sudeste do país, regiões que representam, respectivamente, as maiores médias de produtividade rural. Ou seja, naqueles espaços onde a eficiência da agropecuária é menor, o acesso à internet também é bastante reduzido. Isso sinaliza para a existência de uma correlação positiva entre a conexão digital e a produtividade rural.

O efeito da internet sobre a produtividade agropecuária foi corroborado por meio da estimação do modelo empírico. As estimações realizadas pelo modelo SAR, com regimes espaciais, mostraram que o efeito total da internet sobre a produtividade agropecuária é maior para a região Sudeste, seguido das regiões Sul, Centro-Oeste e Norte. Não foram encontrados efeitos significativos da internet sobre a produtividade

agropecuária da região Nordeste. Este fato pode ter relação com o baixo número de estabelecimentos conectados à internet nesta região e pelo isolamento espacial de parte dos municípios com maior conectividade rural.

A presente pesquisa poderia ser avançada em algumas direções. Uma delas pode ser a inclusão de uma *proxy* para a qualidade do acesso à internet, como, por exemplo, a quantidade de estabelecimentos que tem acesso à internet banda larga. Outra direção seria analisar os efeitos da internet sobre a produtividade agropecuária dos estabelecimentos familiares e não familiares, tendo em vista que esses dois grupos apresentam diferenças significativas em seus processos produtivos.

REFERÊNCIA

- ALMEIDA, E. *Econometria espacial aplicada*. Campinas: Editora Alínea, 2012.
- ANSELIN, L. *Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures*. Regional Science Dissertation and Monograph Series, Cornell University, Ithaca, NY, 1980.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association - LISA. *Geographical Analysis*, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- ASSAD, L.; PANCETTI, A. A silenciosa revolução das TICs na agricultura. *ComCiência*, n. 110, p. 0-0, 2009.
- COMITÊ GESTOR DA INTERNET NO BRASIL (CGI). *TIC domicílios: pesquisa sobre o uso das tecnologias de informação e comunicação nos domicílios brasileiros – 2019*. São Paulo: Comitê Gestor da Internet no Brasil, 1ª Ed., 2020.
- CONCEIÇÃO, A. F.; SCHNEIDER, S. Internet e Agricultura Familiar: algumas percepções sobre as mudanças no meio rural. *Revista Margens Interdisciplinar*, p. 59-71, 2019.
- ELHORST, J. P. *Linear spatial dependence models for cross-section data*. Heidelberg, Springer, 2014.
- FELEMA, J.; RAIHER, A. P.; FERREIRA, C. R. Agropecuária brasileira: desempenho regional e determinantes de produtividade. *Revista de Economia e Sociologia Rural*. v.51, n. 3, p.555-573, 2013.
- FRANCISCO, V. L. F. S.; PINO, F. A. Fatores que afetam o uso da internet no meio rural paulista. *Agricultura*. São Paulo, São Paulo, v. 51, n. 2, p. 27-36, jul./dez. 2004.
- FLORAX, R. J. G. M.; FOLMER, H.; REY, S. J.; Specification searches in spatial econometrics: the relevance of hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, Amsterdam, v.33, n.5, 2003. p. 557-579.
- GETSCHKO, Demi. Internet, Mudança ou Transformação?. In: CGI.br (Comitê Gestor da Internet no Brasil). *Pesquisa sobre o uso das tecnologias da informação e da comunicação 2008*. São Paulo, 2009, pp. 49-52.
- GUERREIRO, E. *Produtividade do trabalho e da terra na agropecuária paranaense, 1995*. 136 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Departamento de Economia, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- HOFFMANN, R.; JAMAS, A. L. A produtividade da terra e do trabalho na agricultura de 332 microrregiões do Brasil. In: *Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural (SOBER)*, 28, Florianópolis, 1990. Anais... Brasília: SOBER, v. 2, p. 21-40, 1990.
- KAILA H.; TARP, F. Can the Internet improve agricultural production? Evidence from Viet Nam. *Agricultural Economics*. v. 50, p. 675–691, 2019.
- KELEJIAN, H. H.; PRUCHA, I. R. Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Jornal off Econometrics*, v. 157, pg. 53-67, 2010.
- KELEJIAN, H. H.; ROBINSON, D. P. A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and na application to a county expenditure model. *Papers in Regional Science*, v. 72, pg. 297-312, 1993.
- LESAGE, J.; PACE, R. K. *Introduction to spatial econometrics*. Boca Ranton, Taylor & Francis Group, 2009.
- LOPES, Alfredo Scheide; GUILHERME, Luiz Roberto Guimarães. Fertilidade do solo e produtividade agrícola. *Fertilidade do solo*, p. 2-64, 2007. Disponível em: <https://docs.ufpr.br/~nutricao/plantas/fertisolos.pdf> . Acesso em: 15 de Setembro de 2021.
- MALINGREAU, Jean-Paul; EVA, Hugh; MAGGIO, Albino. NPK: Will there be enough plant nutrients to feed a world of 9 billion in 2050. *Science and Policy Reports*, p. 978-992, 2012.

- MILANEZ, A. Y. MANCUSO, R.V.; MAIA, G.B.; GUIMARÃES, D. D.; ALVES, C.E.A; MADEIRA, R.F. Conectividade rural: situação atual e alternativas para superação da principal barreira à agricultura 4.0 no Brasil. *BNDES Setorial*, Rio de Janeiro, v. 26, n. 52, p. 7-43, set. 2020.
- MILLER, H. J. Tobler's first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*, v.94, n. 2, p. 284–289, 2004.
- 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*, vo. 54, n. 3, p. 517-536, 2016.
- ROCHA, C. B.; PARRÉ, J. L. Estudo da Distribuição Espacial do Setor Agropecuário do Rio Grande do Sul. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, ano 27, n. 52, p. 139-160, set. 2009.
- SILVA, G. J. C.; SOUZA, E. C.; MARTINS, H. E. P. Produção Agropecuária em Municípios de Minas Gerais (1996-2006): padrões de distribuição, especialização e associação espacial. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, vol. 50, n. 2, p. 333-350, 2012.
- SILVA, J. G.; KAGEYAMA, A. Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970, e 1975. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 235-266, 1983.
- SOUZA, Paulo Marcelo de Souza; FORNAZIER, Armando; SOUZA, Hadma Milaneze; PONCIANO, Nivaldo José. Diferenças regionais de tecnologia na agricultura familiar no Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 57, n. 7, p.594-617, 2019.
- VICENTE, José R.; ANEFALOS, Lilian C.; CASER, Denise V. Influência de capital humano, insumos modernos e recursos naturais na produtividade agrícola. *Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro*. Rio de Janeiro: Ipea, p. 265-295, 2003.

APÊNDICE

Tabela A1 - Valor do critério de informação de Schwarz e do I de Moran dos resíduos para os modelos econométricos com regime espacial

Testes	Modelos Econométricos de Regimes Espaciais				
	MQO	SAR	SEM	SDM	SDEM
Critério de Informação Schwarz	14,535.38	13,249.97	13,248.03	13,254.05	13,250.43
I de Moran resíduos	0.3212***	0.0157**	0.375***	-0.177***	0.3255***

Nota: *** significativo a 1%, ** significativo a 5%.