

# Convergência da produtividade total dos fatores da agropecuária no Sul do Brasil<sup>1</sup>

Bruno Reinoso Hybner<sup>2</sup>  
José Luiz Parré<sup>3</sup>  
Juliana Franco Afonso<sup>4</sup>

**Resumo** – O objetivo deste trabalho foi estimar a produtividade total dos fatores (PTF) da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017 para verificar se existe um processo de convergência envolvendo suas respectivas taxas de crescimento. O cálculo do indicador de desempenho se baseou no procedimento DEA-Malmquist, que decompõe a taxa de crescimento da PTF em índice de mudança da eficiência técnica (EFF) e mudança tecnológica (TEC). Quanto à convergência, as equações envolvidas foram estimadas pela técnica da econometria espacial, cujo diagnóstico de dependência espacial foi favorável ao modelo de erro autorregressivo espacial (SEM). Os resultados mostram que o aumento da PTF agropecuária foi dirigido principalmente pelo índice TEC; já o índice EFF pareceu influenciar mais o mecanismo de convergência da PTF. Além disso, as especificações econométricas espaciais de convergência absoluta e condicional estimadas para a PTF corroboraram a ideia de que a trajetória da produtividade caminha para uma equalização das taxas de crescimento. Destaca-se que a inclusão de variáveis de dependência espacial (termo do erro defasado espacialmente) e do vetor de características estruturais das microrregiões nas equações estimadas serviu para acelerar o processo de convergência.

**Palavras-chave:** atividade agropecuária, econometria espacial, eficiência técnica, mudança tecnológica.

## Convergence of total factor productivity in Southern Brazilian agriculture

**Abstract** – The aim of this work was to estimate the total factor productivity (TFP) of agriculture in the microregions of southern Brazil in the period 2006-2017 to verify if there is a convergence process involving their respective growth rates. The calculation of the performance indicator in this case was based on the DEA-Malmquist procedure, which decomposes the growth rate of PTF into an index of change in technical efficiency (EFF) and technological change (TEC). Concerning convergence, the equations involved were estimated by the technique of spatial econometrics, whose diagnosis of spatial dependence was favorable to the spatial autoregressive error model (SEM). With the

<sup>1</sup> Original recebido em 25/10/2019 e aprovado em 18/6/2020.

<sup>2</sup> Doutor em Economia, professor colaborador da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: brunorhybner@gmail.com

<sup>3</sup> Doutor em Economia, professor titular da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: jlparre@uem.br

<sup>4</sup> Doutora em Economia, professora da UniCesumar e diretora do Conselho de Desenvolvimento Econômico de Maringá (Codem). E-mail: diretoria@codem.org.br

analysis of the results, it was first noticed that the increase in agricultural TFP was driven more by the technological change index (TEC); on the other hand, the index of change in technical efficiency (EFF) seemed to influence the PTF convergence mechanism more. Second, the spatial econometric specifications of absolute and conditional convergence estimated for PTF corroborated the idea that the productivity trajectory is heading towards an equalization of growth rates. It is noteworthy that the inclusion of spatial dependence variables (spatially lagged error term) and the microregion structural characteristics vector in the estimated equations served to accelerate the convergence process.

**Keywords:** agricultural activity, spatial econometrics, technical efficiency, technological change.

## Introdução

A necessidade de ganhos de produtividade recorrentes é fundamental para que a agropecuária desempenhe suas funções no campo do desenvolvimento econômico. Por isso, torna-se imperativo avaliar a eficiência econômica quanto ao uso dos recursos produtivos do setor. Dois tipos de indicadores concorrem para contribuir com a investigação dessa eficácia: produtividade parcial do fator (PPF) e produtividade total dos fatores (PTF).

A literatura tem destacado que a PTF é o indicador mais adequado quando o assunto é a avaliação de eficiência das unidades produtivas, por ele abranger um número maior de insumos em comparação com a PPF, que envolve apenas um fator de produção. Chau & Walker (1988) destacam que a PTF é uma variável significativa para ser utilizada na avaliação do potencial de desenvolvimento e competitividade de unidades produtivas. Aplicados para o Brasil, trabalhos como Gasques et al. (2014), Bragagnolo & Barros (2015) e Gasques et al. (2018) têm destacado o fato de que a PTF é o principal determinante da expansão do produto agropecuário no País.

A agropecuária do Sul do Brasil registrou o valor bruto da produção (VBP) de R\$ 133,09 bilhões em 2017, 26,38% do total do setor, de acordo com dados das contas regionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2017). Esse resultado significou que a região foi a maior produtora do complexo agropecuário na ocasião.

Mendes (2010, 2015) e Afonso (2017) mostraram que o Sul tem se destacado com a expansão da produção agropecuária alavancada por ganhos da PTF, seguindo a tendência do que tem sido verificado na esfera nacional. O ponto em comum dessas pesquisas é que elas estimaram a PTF para as unidades da federação. No entanto, os trabalhos que contemplam maior desagregação geográfica, como a microrregional, se basearam na produtividade parcial, como Raiher et al. (2016), que estimaram o modelo de convergência para a produtividade da terra do setor agropecuário para as microrregiões do Sul em 1995–2006.

O objetivo deste estudo foi estimar a PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul em 2006–2017 e verificar se a taxa de crescimento da PTF exibe tendência de convergência. Segundo Freitas & Almeida (2015), o estudo da convergência tem se revelado importante para o entendimento de como as regiões crescem e se relacionam economicamente, com efeitos para a implantação e condução de políticas públicas que mirem o desenvolvimento econômico.

Dos modelos de convergência aqui abordados, o denominado  $\beta$ -convergência absoluta verifica se está ocorrendo redução das desigualdades da PTF entre as microrregiões, independentemente das suas características estruturais iniciais. Já o  $\beta$ -convergência condicional examina a diminuição do hiato da PTF partindo da premissa de que cada microrregião detém sua própria particularidade em termos desses atributos, representados por variáveis de controle que são inclusas no modelo para captar as diferenças

das estruturas política, institucional, econômica, social e geográfica entre as regiões.

O estudo de convergência aplicado à PTF agropecuária se justifica, pois, ao permitir que sejam inseridas variáveis de controle das diferentes características estruturais das microrregiões no modelo, ele proporciona informações que dão suporte a políticas públicas que estimulem sua taxa de crescimento articulada com a diminuição das suas próprias discrepâncias; isso, conseqüentemente, reduz a desigualdade de renda e colabora com o desenvolvimento econômico sustentável das regiões. Salienta-se que as variáveis controladas nesse caso, escolhidas para captar as diferenças regionais, estão relacionadas ao crédito rural, ao nível de educação dos produtores, à infraestrutura de armazenagem dos produtos e ao efeito de transbordamento espacial entre as localidades, todas já respaldadas pela literatura econômica.

Esta pesquisa se baseou na metodologia DEA-Malmquist com fronteira envoltória de dados para estimar o índice de variação da PTF, decomposto em EFF e TEC. Para analisar o processo de convergência, foram utilizadas especificações da econometria espacial, modelo de defasagem espacial (SAR) e de erro autorregressivo espacial (SEM).

## Revisão de literatura

A definição geral usualmente aceita sobre a produtividade é que ela, na sua concepção mais simples, é definida pela razão entre medidas de volume físico do produto e do insumo. Oskam (1991) apresenta uma formulação matemática geral que define a PTF como resultado da razão entre produtos  $Y$  e insumos  $X$ :

$$\text{produtividade} = f(Y_1, \dots, Y_m) / g(X_1, \dots, X_n).$$

A taxa de variação da PTF na agropecuária capta a alteração da produção não proveniente de modificação dos insumos. Ela é considerada o resíduo entre as mudanças da produção e dos insumos, podendo ser decomposta em com-

ponentes de mudança de eficiência, mudança tecnológica e erros de medida. Destaca-se que nesse elemento residual podem ser encontradas contribuições de outros atores do processo produtivo, como aperfeiçoamentos da tecnologia e das organizações, uso da capacidade e rendimentos crescentes de escala (GSARS, 2017).

Ahearn et al. (1998) destacam que certos fatores podem acabar gerando diferenças na evolução da PTF agropecuária no decorrer do tempo: i) variações da eficiência – caso em que um conjunto de insumos produz menos do que o nível de produto potencial; ii) alteração da escala de produção que leva à variação do produto por unidade de insumo; e iii) mudança tecnológica.

As causas do crescimento da PTF podem também ser diferenciadas quanto ao horizonte de tempo em que elas exercem influência na produtividade. A construção de conhecimentos e de tecnologia cristalizados nos insumos de natureza química, biológica, mecânica e na oferta de mão de obra mais qualificada constitui as fontes de crescimento da produtividade no longo prazo. Já no curto prazo, as causas de ganhos da produtividade devem considerar inicialmente a premissa de que os conhecimentos e as tecnologias são constantes no período citado; as fontes consistem em políticas agropecuárias, aberturas de férteis fronteiras agropecuárias, fatores aleatórios vinculados às mudanças climáticas e ao surgimento de doenças nos vegetais, escala de produção e variação da atividade econômica interna e externa (Alves, 1979).

Gasques et al. (2008) estimaram a taxa de crescimento da PTF para o Brasil, pelo método Tornqvist, de 2,51% ao ano em 1975–2005. Os autores destacaram que o bom resultado está atrelado às mudanças na composição do valor da produção, com aumento da participação de produtos de origem animal e da pecuária. Outros fatores, como a expansão do crédito rural, que contribuiu para o acesso a novas tecnologias, e a pesquisa agropecuária, também foram determinantes para o desempenho da PTF.

Usando o método Tornqvist, Gasques et al. (2010) mostraram uma expansão da PTF anual de 2,27% no Brasil em 1970–2006, com destaque para o Centro-Oeste e Sul: médias de crescimento de 3,55% e 2,81%, respectivamente. O desempenho, de maneira geral, esteve vinculado a uma série de variantes. Ocorreu melhora da qualificação da mão de obra e aumento da eficiência das máquinas e equipamentos, ambos contribuindo para o aumento da produtividade do trabalho. Em outra ponta, a produtividade da terra cresceu em decorrência da ampliação de gastos com pesquisas e incorporação de terras mais produtivas. Novamente, produtos da pecuária estiveram no topo da participação do setor agropecuário como um todo, o que influenciou significativamente o aumento da PTF, tendo em vista a redução da área de pastagens.

Em trabalho mais recente, Gasques et al. (2019) mostraram que a PTF foi o principal determinante do produto agropecuário brasileiro – crescimento médio de 3,82% ao ano em 1975–2017 –, novamente com o método Tornqvist. A PTF cresceu anualmente à taxa de 3,43% em comparação aos 0,38% dos insumos. Os autores mostraram também tendências que vêm influenciando o desempenho da PTF, como o aumento das relações capital/trabalho, área/pessoal ocupado e tratores/área.

Pereira (1999) usou a análise envoltória de dados (DEA) em conjunto com o índice Malmquist para calcular a PTF agropecuária no Brasil em 1970–1996. O autor ressaltou que o crescimento da PTF nacional de 4,81% ao ano foi puxado mais pelo crescimento da mudança tecnológica do que pela mudança da eficiência decorrente das inovações da época. Os resultados mostraram também que as taxas de variação da PTF agropecuária de estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste em 1970–1985 cresceram expressivamente, provavelmente por estarem naquele momento participando dos avanços de modernização da agropecuária.

Mendes et al. (2009), para 1985–2004 no Brasil e em alguns estados, estimaram a PTF com base no termo de erro da função de produção

do tipo Cobb-Douglas, método conhecido como resíduo de Solow. Os incrementos anuais de PTF encontrados foram estes: Brasil (1,03%), São Paulo (1,06%), Rio Grande do Sul (1,01), Paraná (1,03), Minas Gerais (1,03%), Bahia (1,02%) e Santa Catarina (1,02%). Sobre os fatores de influência, o aumento dos investimentos em rodovias de 1% causou elevação de 0,72% na PTF. Na sequência, os incrementos dos gastos com pesquisa, telecomunicações, irrigação e energia elétrica, na ordem de 1%, geraram expansão da PTF de 0,43%, 0,31%, 0,20% e 0,15%, respectivamente. Já os investimentos em capacidade de armazenagem, embora com significância estatística no coeficiente estimado, afetaram a PTF de forma contrária: -0,52%.

Brigatte & Teixeira (2010) também usaram o resíduo de Solow e analisaram a relação de longo prazo entre a PTF e alguns dos possíveis fatores de influência, como investimentos em infraestrutura, educação e crédito rural na agropecuária. A análise focou só o Brasil, em 1974–2005, e utilizou a técnica de vetor de cointegração (VEC). A taxa de crescimento anual da PTF estimada foi de 0,47%. Quanto às relações de cointegração, não se observou relação de longo prazo entre a PTF e os investimentos em ferrovias e em irrigação e o crédito rural. Já os investimentos em armazenagem afetaram negativamente a PTF. As variáveis que exibiram impactos positivos sobre a PTF no longo prazo, acompanhadas das respectivas elasticidades, foram: investimento em pesquisa (1,66), energia elétrica (0,64), rodoviário (0,55), portuário (0,15) e anos de escolaridade dos trabalhadores (1,09).

Afonso (2017) usou o método Tornqvist para estimar a PTF agropecuária para o Brasil e estados. Essa pesquisa representou um avanço na literatura nacional por ter sido a primeira a analisar as hipóteses  $\beta$ -convergência absoluta e condicional para a PTF agropecuária e também por adotar modelos econométricos baseados em painel de dados com dependência espacial. Os maiores ganhos da PTF, acima da média nacional (3,60% ao ano), em 1990–2014, foram para o Amapá, Roraima, o Tocantins, o Amazonas

e o Acre, pouco inseridos no processo de modernização das décadas de 1970 e 1980; logo, esses ganhos de produtividade depois de 1990 possivelmente indicaram o aumento do uso de insumos modernos no processo produtivo. São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul exibiram taxas menores, possivelmente por terem participado do processo de modernização agropecuária naquelas décadas e atingido previamente um potencial de produtividade maior. Os resultados ainda confirmaram a hipótese de convergência espacial da PTF entre os estados brasileiros. No caso da convergência absoluta, a velocidade de aproximação entre os estados foi de 0,52% ao ano, enquanto na convergência condicional a velocidade foi de 0,67%, acelerada por variáveis como capacidade de armazenamento da produção, educação, crédito e externalidades espaciais.

Particularmente sobre o Sul, um trabalho posicionado na fronteira da literatura sobre produtividade agropecuária é o de Raiher et al. (2016). Os autores estimaram os modelos  $\beta$ -convergência absoluta e condicional para a produtividade parcial da terra com suporte da econometria espacial. Pela ótica da convergência absoluta, o trabalho corroborou tal hipótese para todos os modelos econométricos espaciais estimados (SAR, SEM, SDM e SDEM)<sup>5</sup>, pois, sem exceção, em todos os casos os coeficientes da condição inicial de produtividade foram significativos e com os sinais negativos esperados; além disso, confirmaram a existência de dependência espacial, atestando que a taxa de crescimento da produtividade em uma região está correlacionada com a taxa de seus vizinhos. A convergência condicional também foi validada sob os mesmos padrões da convergência absoluta, e evidenciou-se que as variáveis de controle estruturais acrescidas (área explorada, mão de obra por hectare, percentual de estabelecimento com assistência técnica regular, máquinas e implementos agropecuários por hectare, tratores por hectare, custo com insumos, percentual de área explorada da pecuária e índice de Gini de distribuição da terra) serviram para intensificar a

convergência, já que exibiram coeficientes positivos e significantes.

## Metodologia

### O índice DEA-Malmquist

Faz-se aqui uma breve apresentação, baseada em Färe et al. (1994) e adaptada para o evento em que uma unidade produtiva deve alcançar a eficiência através de alteração nos insumos, mantido inalterado o nível de produto, o que se denomina de índice DEA-Malmquist com orientação insumo. Considera-se inicialmente uma unidade produtiva em que para cada período,  $t = 1, \dots, T$ , a tecnologia de produção  $S^t$  com retornos constantes de escala é responsável pela transformação dos insumos ( $x^t \in R_+^N$ ) em produtos ( $y^t \in R_+^M$ ), de modo que

$$S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ pode produzir } y^t\} \quad (1)$$

As funções distância no tempo  $t$  e  $t + 1$  com relação à tecnologia  $S^t$  são dadas por

$$D_i^t(x^t, y^t) = \min \{\theta : (x^t/\theta, y^t) \in S^t\} \quad (2)$$

e

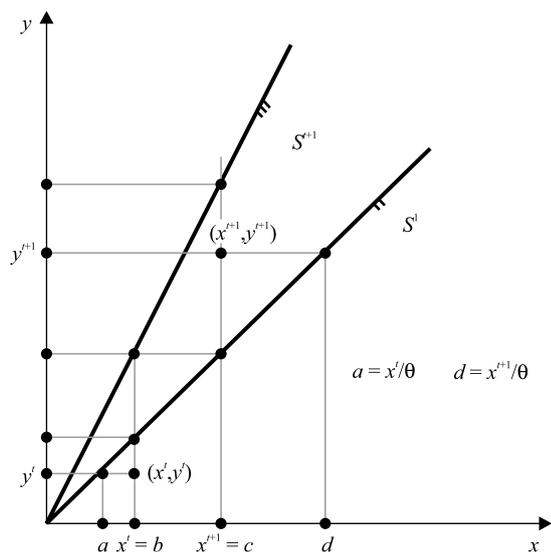
$$D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \min \{\theta : (x^{t+1}/\theta, y^{t+1}) \in S^t\} \quad (3)$$

em que  $\theta$  representa a distância na qual se pode variar o insumo, dado o nível atual de produto, para que a unidade produtiva alcance a fronteira tecnológica  $S^t$ .

A Figura 1 esclarece o conceito de distância. O vetor  $(x^t, y^t)$  se situa no interior da fronteira de produção  $S^t$ , sendo ineficiente do ponto de vista técnico. Por isso, o mínimo de insumo que essa unidade pode usar, dado o seu nível de produto  $y^t$ , é  $x^t/\theta$ . Assim, a equação 2 é igual ao quociente  $Ob/Oa$ , maior do que a unidade. Já a equação 3 representa a mudança proporcional no insumo necessária para tornar o vetor  $(x^{t+1}, y^{t+1})$

<sup>5</sup> SAR – auto regressivo espacial; SEM – modelo de erro espacial; SDM – modelo de Durbin espacial; SDEM – modelo de Durbin espacial do erro.

possível na tecnologia de produção  $S^t$ , o que, nesse caso, é dado pela razão  $0c/0d$ , menor do que a unidade.



**Figura 1.** Índice de produtividade total dos fatores com base no modelo DEA-Malmquist orientado ao insumo.

Fonte: adaptado de Färe et al. (1994).

De forma análoga, as funções distância com relação à tecnologia de produção no período  $t + 1$  ( $S^{t+1}$ ) seguem as mesmas formulações aplicadas para os casos com relação ao tempo  $t$  vistos anteriormente. As respectivas funções distância são  $D_i^{t+1}(x^t, y^t)$ , que fornece a extensão do vetor  $(x^t, y^t)$  até  $S^{t+1}$ ; e  $D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ , que representa a trajetória entre  $(x^{t+1}, y^{t+1})$  e  $S^{t+1}$ .

O índice DEA-Malmquist para a PTF é estabelecido como uma média geométrica entre a razão das funções distância com relação à fronteira  $S^t$  e o quociente das funções distância em relação à tecnologia  $S^{t+1}$ :

$$M_i(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = [D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^t(x^t, y^t) \times D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^{t+1}(x^t, y^t)]^{1/2} \quad (4)$$

O primeiro termo do lado direito da equação 4 é denominado índice de Malmquist com base no período  $t$ ; o segundo é o índice Malmquist com base no período  $t + 1$  (Pereira, 1999).

O índice de variação da produtividade de Malmquist é reescrito para mostrar sua decomposição em outros dois índices:

$$M_i(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \underbrace{D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^t(x^t, y^t)}_{\text{mudança da eficiência}} \times \underbrace{\{[D_i^t(x^{t+1}, y^{t+1})/D_i^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})] [D_i^t(x^t, y^t)/D_i^{t+1}(x^t, y^t)]\}^{1/2}}_{\text{mudança técnica}} \quad (5)$$

O primeiro componente do lado direito da equação 5 representa a mudança da eficiência técnica (EFF), significando o quão longe a unidade está em relação à fronteira tecnológica entre os períodos  $t$  e  $t + 1$ ; nesse caso, o aumento da EFF significa que a unidade produtiva ficou mais perto da fronteira. Já o segundo termo mostra a mudança técnica ou tecnológica (TEC), que representa o deslocamento da fronteira de produção entre os períodos  $t$  e  $t + 1$ . Se a TEC aumentou, a função de produção se deslocará para cima, mostrando que a unidade produtiva se envolveu em um processo de modernização ou inovação tecnológica.

É permitido também que a EFF possa ser decomposta em outros dois índices: mudança da eficiência pura e mudança da eficiência de escala. No entanto, isso é controverso. Os críticos dessa decomposição destacam que se existe mudança de eficiência de escala, então a verdadeira tecnologia de produção a ser considerada deveria apresentar retornos variáveis de escala.

Contribuindo para contornar essa polêmica, Coelli et al. (2005) salientam que em certos casos é possível considerar a tecnologia de produção com retornos constantes de escala. Os autores argumentam que, se as dotações em termos de tamanho da terra, população e recursos naturais são dadas, não sendo seu tamanho uma variável de decisão, então é adequado admitir que a função de produção apresente tal configuração.

No mesmo sentido, Coelli & Rao (2005) consideram que o uso de uma tecnologia com retornos variáveis de escala é pertinente quando

os dados são expressos no nível dos estabelecimentos rurais, pois é possível avaliar as economias de escala com base no tamanho do estabelecimento médio. Já o uso da tecnologia de produção com retornos constantes de escala é apropriado quando os dados estão agregados para as unidades territoriais.

A escolha pelo método DEA-Malmquist decorreu principalmente do fato de que é possível decompor a PTF em EFF e TEC, bem como estimá-la sem o uso dos preços de insumos e produtos, o que foi útil tendo em vista a dificuldade de encontrar os preços dos insumos terra, trabalho e capital para as microrregiões estudadas. Além disso, como este estudo trabalha com dados agregados no nível das referidas localidades, e o tamanho dos estabelecimentos nesse caso é dado, parece razoável considerar retornos constantes de escala para a tecnologia de produção.

### **Modelos econométricos espaciais aplicados à análise de convergência da PTF**

Para incorporar a dependência espacial à análise da convergência da PTF agropecuária, os modelos testados serão as especificações SAR (modelo de defasagem espacial) e SEM (modelo de erro autorregressivo espacial), que seguem a taxonomia como em Almeida (2012). A formulação desses modelos parte da consideração de uma regressão linear clássica  $y = X\beta + \varepsilon$ , em que  $y$  representa o vetor de variáveis dependentes,  $X$  é a matriz de variáveis explicativas acrescido da constante,  $\beta$  são os respectivos coeficientes da regressão, e  $\varepsilon$  é o vetor de erro que segue uma distribuição normal com media zero e variância constante.

A estratégia é incorporar defasagens espaciais na regressão linear clássica para modelar a dependência espacial. No caso do SAR, a defasagem recai sobre a variável dependente; no SEM, a defasagem se dá no termo de erro. Em Almeida (2012), é possível ver que ambos os modelos são de abrangência global, pois o alcance

do transbordamento para as outras regiões é total, ou seja, por estarem sujeitos ao multiplicador espacial, quaisquer impactos sobre uma variável dependente de determinada área se espalham para as demais localidades em estudo.

O modelo SAR é dado por

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (6)$$

em que  $W y$  é um vetor  $n \times 1$  das defasagens espaciais da variável dependente  $y$ ,  $\rho$  é o coeficiente das variáveis defasadas espacialmente,  $-1 \leq \rho \leq 1$ ,  $X$  são as variáveis independentes,  $\beta$  são os coeficientes das variáveis explicativas, e  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório (Lesage, 2008).

Já o modelo SEM trabalha com defasagens no termo de erro, e seu uso se dá junto com as hipóteses de homocedasticidade e erros correlacionados, podendo existir variáveis omitidas, inclusas no termo de erro, que exibem autocorrelação espacial. A dependência espacial nesse caso seria um evento residual.

O modelo SEM é formalizado como

$$y = X\beta + \mu \quad (7)$$

$$\mu = \lambda W \mu + \varepsilon$$

em que  $\mu$  representa o erro com efeitos não modelados decorrentes da insuficiência de informação, não distribuídos aleatoriamente e autocorrelacionados espacialmente,  $\lambda$  é o coeficiente do erro autorregressivo,  $W \mu$  é o erro defasado espacialmente, e  $\varepsilon$  é o termo de erro aleatório (Anselin, 1995).

Quanto à escolha entre os modelos SAR e SEM, este trabalho se apoiará no procedimento de especificação robusto proposto por Florax (2003). Os passos dessa abordagem são: i) inicialmente deve ser estimado um modelo clássico de regressão linear  $y = X\beta + \varepsilon$  através de mínimos quadrados ordinários (MQO); ii) deve ser feito teste da hipótese de que não há dependência espacial decorrente da defasagem espacial ou erro autorregressivo espacial omitido, usando os multiplicadores de Lagrange

$LM_{\rho}$  e  $LM_{\lambda}$  dos modelos SAR e SEM, respectivamente; (iii) se os testes da etapa anterior não forem significativos, as estimativas iniciais do primeiro passo serão usadas na especificação final; (iv) se ambos os testes são significantes, estima-se a especificação de maior significância no teste de multiplicador de Lagrange robusto  $LM_{\rho,ro}$  e  $LM_{\lambda,ro}$  dos respectivos modelos SAR e SEM; (v) se  $LM_{\rho}$  for significativa e  $LM_{\lambda}$  não, estima-se o modelo SAR. Caso contrário, estima-se o modelo SEM.

Já o teste da convergência da PTF, que segue Rey & Montouri (1999), passa pela análise da equação

$$\ln(PTF_{i,t+p}/PTF_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(PTF_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

em que o subscrito  $i$  representa a região,  $PTF_{i,t}$  se refere à produtividade no período inicial,  $PTF_{i,t+p}$  é a produtividade no período final,  $\alpha$  é uma constante,  $\beta$  é o parâmetro de convergência a ser estimado, e  $\varepsilon_{i,t}$  é o erro estocástico; tal modelo é denominado  $\beta$ -convergência absoluta. A interpretação dessa especificação indica que a convergência absoluta é verificada quando a estimativa de  $\beta$  possui sinal negativo, sugerindo que a taxa de crescimento da PTF no período  $t + p$  esteja negativamente correlacionada com seu estado inicial  $PTF_{i,t}$  e que regiões com menores níveis de PTF cresçam mais rapidamente do que aquelas com níveis elevados, com ambas as economias caminhando para um mesmo estado estacionário, de forma independente das condições estruturais iniciais de cada lugar.

A segunda formulação da convergência considera que as economias seguem, cada uma, para suas próprias posições de estado estacionário, conceituada como  $\beta$ -convergência condicional. A ideia é que diferentes regiões possuem também distinções em termos de características estruturais que moldam seus ambientes econômicos, como as preferências de cada nação, o nível tecnológico, a densidade populacional e as políticas públicas, tudo contribuindo para que as distintas economias exibam diferentes níveis de produtividade no estado estacionário. Para testar essa hipótese, é necessário considerar que o estado estacionário de cada local seja constante

e acrescentar um vetor de variáveis estruturais  $Z$  dessas localidades, referentes ao último ano do período analisado, no lado direito da equação 8. A economia deverá apresentar  $\beta$ -convergência condicional se após a introdução das variáveis estruturais o coeficiente de  $\beta$  ainda exibir sinal negativo e for estatisticamente significativa (Martin & Sunley, 2000).

## Dados

Na construção do índice da taxa de variação da PTF e seus componentes EFF e TEC, para o produto foi utilizado o valor bruto da produção (VBP) a preços constantes de 1995, cujo índice deflator foi o IGP-DI; o trabalho é representado pela variável pessoal ocupado, que abrange a quantidade total de mão de obra; o capital, que é constituído pelo número de tratores das propriedades; e a terra, que é a área utilizada pelas lavouras e pastagens. Os dados estão agregados para as 94 microrregiões do Sul e se referem ao setor agropecuário constituído pela soma dos grupos de atividades econômicas: lavoura temporária, horticultura e floricultura, lavoura permanente, sementes e mudas certificadas, pecuária e criação de outros animais. A fonte das informações é o Censo Agropecuário do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1995, 2006 e 2017 (IBGE, 2020a, 2020b, 2020c).

Para avaliar o processo de convergência da produtividade, a variável dependente é a taxa de crescimento da PTF em 2006–2017, resultante do método DEA-Malmquist. A variável explicativa, que aponta a ocorrência de convergência, é o nível da produtividade no ano inicial do intervalo 2006–2017 ( $ptf0$ ), obtido pela aplicação da taxa de crescimento da PTF do período 1995–2006 ao valor de 1995 (base = 100).

No conjunto das outras variáveis explicativas, os dados representam as características estruturais das microrregiões que devem ser controladas para que cada localidade atinja seu próprio estado estacionário – as informações são referentes a 2017. Por conseguinte, o crédito per capita ( $cred$ ) é originado do crédito rural conce-

dido ao setor agropecuário, disponível na Matriz de Dados do Crédito Rural do Banco Central do Brasil (Bacen, 2020), e intensificado pela estimativa da população feita pelo IBGE (2020e). A infraestrutura de armazenagem agropecuária (*cap*) é dada pela capacidade, em quilogramas, das unidades armazenadoras contidas no censo agropecuário, intensificada pela área total das microrregiões (IBGE, 2020a, 2020d). O nível de educação (*educ*) é medido pelo percentual de estabelecimentos agropecuários em que o produtor declarou ter grau de escolaridade<sup>6</sup> compatível com o ensino médio, ou além desse, oriundo do censo agropecuário (IBGE, 2020a).

## Análise dos resultados

### Evolução da espacialidade da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul

A variação de EFF representa as mudanças referentes às melhorias contínuas nos processos produtivos no que diz respeito à combinação dos insumos disponíveis. Já a TEC representa o deslocamento da função de produção decorrente da modernização da tecnologia.

A Figura 2 mostra os resultados dos níveis da PTF, EFF e TEC da agropecuária microrregional do Sul em 2006 e as taxas de variação percentual absoluta em 2006–2017. Os dados estão apresentados em intervalos nos quais o nível e a taxa de crescimento podem variar. A ideia é contrapor a taxa de crescimento do índice em 2006–2017 ao nível inicial em 2006 para encontrar evidências que respaldem o teste da convergência do indicador de produtividade. Para efeito de padronização, em cada legenda os dois primeiros intervalos exibem valores inferiores à média geral da própria variável, enquanto os dois últimos intervalos englobam os valores que estão acima.

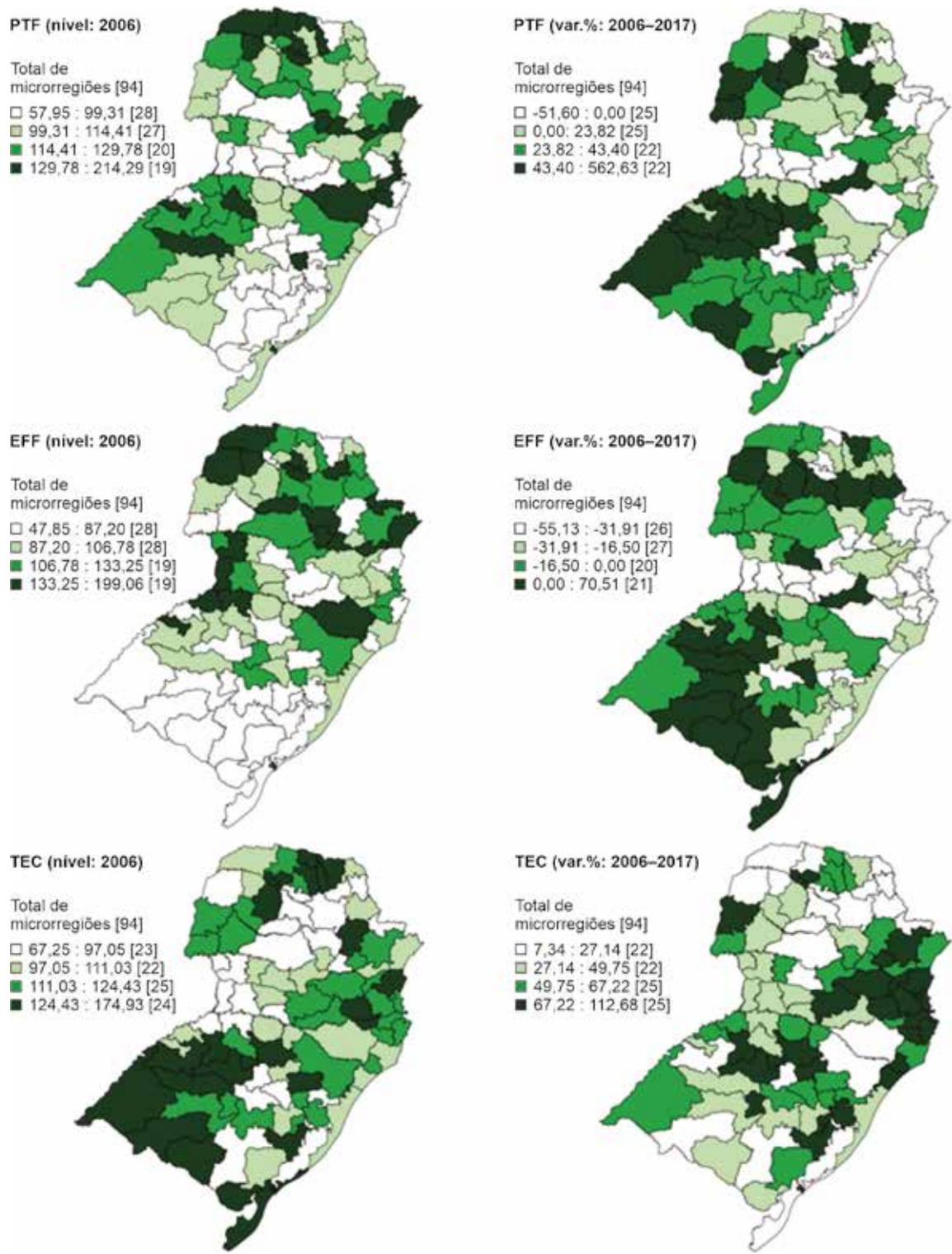
Considerando a totalidade de microrregiões, o valor médio do índice da PTF em 2006 foi de 114,41, e a taxa de crescimento absoluta foi de 23,82% em 2006–2017, 1,96% ao ano. Em 2006, o Paraná exibia o maior valor médio do índice da PTF (124,43); Santa Catarina, 110,71, e o Rio Grande do Sul, 105,36. Quanto à evolução em 2006–2017, o Rio Grande do Sul apresentou a maior taxa de crescimento da PTF, tanto absoluta quanto anual, de 34,37% e 2,72% – o Paraná, 23,40% e 1,93%, e Santa Catarina, 6,19% e 0,55%.

A título de comparação, a taxa de crescimento anual de 1,96% aqui encontrada para a PTF foi menor do que o resultado de Afonso (2017), que mostrou que o aumento da PTF do setor agropecuário em 2005–2014, no Sul, foi de 4,69%. Apesar dessa diferença, os resultados encontrados aqui evidenciam que a expansão da produção agropecuária vem sendo regida, no Sul, por ganhos de PTF, do mesmo modo que Afonso (2017) revelou.

No confronto dos estados, enquanto aqui o crescimento anual da PTF seguiu a ordem com Rio Grande do Sul (2,72%), Paraná (1,93%) e Santa Catarina (0,55%), em Afonso (2017) a ordem foi Rio Grande do Sul (5,10%), Santa Catarina (4,49%) e Paraná (4,48%). Essa diferença pode decorrer do fato de que o trabalho citado integrou na variável do insumo capital, além do número de tratores, as quantidades de adubos e agrotóxicos. Considerando que esses últimos dois recursos são quase todos empregados na agricultura e que a o trabalho considerou a produção agropecuária, algo além da dimensão da atividade agrícola, é razoável, sim, que tenham sido maiores os indicadores de produtividade, pois, naquele caso, captou-se o volume de produção da pecuária em relação a insumos que são pouco utilizados nesse segmento.

Outra evidência que emerge deste trabalho é o fato de que o Rio Grande do Sul com-

<sup>6</sup> Foram consideradas as seguintes categorias de escolaridade do produtor: antigo científico, clássico, etc. (médio 2º ciclo); regular de ensino médio ou 2º grau; técnico de ensino médio ou do 2º grau; EJA – Educação de jovens e adultos e supletivo do ensino médio ou do 2º grau; superior – graduação; e mestrado ou doutorado.



**Figura 2.** Distribuição espacial da PTF, EFF e TEC da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Nota: as estimações foram realizadas no *software* Stata 13.1 e as figuras, confeccionadas no QGIS 2.18.

Fonte: elaborado com os softwares Stata 13.1 (Stata..., 2013) e QGIS 2.18 (QGIS..., 2016).

binou o menor nível médio e a maior taxa de crescimento da PTF, o que pode ser uma indicação que amplia a possibilidade de uma possível convergência entre os estados. Quando se consideram o Paraná e Santa Catarina em conjunto, que concentraram os maiores níveis da PTF em 2006 e os confrontam com o Rio Grande do Sul, a hipótese de convergência na região é imediata. Em 2006, o nível da PTF para o Paraná e Santa Catarina, juntos, foi, na média, de 117,57, contra 105,36 do Rio Grande do Sul. As taxas de crescimento absoluta e anual da PTF em 2006–2017 do Paraná e Santa Catarina, juntos, na média, foram de 14,79% e de 1,26%, respectivamente, enquanto para o Rio Grande do Sul os números são 34,37% e 2,72%. Percebe-se, dessa maneira, que a agropecuária gaúcha exibiu a maior taxa de crescimento da PTF, mesmo com menor nível dessa produtividade em 2006 em relação à média dos outros dois estados juntos, o que ajuda a reforçar a ideia de convergência da PTF agropecuária no Sul.

No cenário microrregional, constatou-se um padrão em que vários locais com baixo nível de PTF em 2006 (primeiros dois intervalos), inferior à média, exibiram as maiores taxas de crescimento da PTF, posicionadas nos últimos dois intervalos, com valores superiores à referida medida de tendência central. Esse comportamento foi percebido em 31 microrregiões, sendo 16 no Rio Grande do Sul, 11 no Paraná e quatro em Santa Catarina. A condição diametralmente oposta – elevado nível da PTF em 2006 (dois últimos intervalos) e baixa taxa de seu crescimento em 2006–2017 (dois primeiros intervalos) – foi exibida para 26 microrregiões: 16 no Paraná, seis em Santa Catarina e quatro no Rio Grande do Sul. Com isso, 57 das unidades geográficas aqui estudadas, ou 60,64% do total, evidenciaram pelo menos um dos dois tipos de condição de alternância entre o nível da PTF em 2006 e sua taxa de variação percentual em 2006–2017. Assim, o processo de convergência da produtividade pode estar ocorrendo também no recorte das microrregiões.

Quanto ao nível de EFF, para todo o Sul, a média em 2006 foi de 106,78 e a taxa de variação em 2006–2017 foi de -16,50%. Por estado, em 2006, na média: Paraná, 122,04; Santa Catarina, 102,81; e Rio Grande do Sul, 92,04. Quanto às taxas de crescimento, todos registraram valores negativos: Rio Grande do Sul, -9,75%; Paraná, -13,78%; e Santa Catarina, -33,60%.

O comportamento da EFF para as microrregiões é muito semelhante ao padrão da PTF. Mais uma vez, 60,64% das localidades incorreram em inversão de intervalos entre o nível de 2006 e a taxa de variação de 2006–2017. Das regiões que combinaram menor nível de EFF (primeiro e segundo intervalos) com maior taxa de crescimento (terceiro e quarto intervalos), 18 são do Rio Grande do Sul, 11 do Paraná e uma de Santa Catarina. Na condição invertida, maior nível e menor taxa de variação da EFF, a ocorrência foi em 16 unidades geográficas paranaenses, seis catarinenses e cinco rio-grandenses.

O resultado negativo para a EFF sugere que o Sul possa ter enfrentado dificuldades para promover melhorias contínuas nos processos produtivos que permitam melhor combinação dos insumos disponíveis. É possível que seu setor agropecuário, consideravelmente moderno, tenha avançado ainda mais na tecnologia, aproximando-se do limite superior de potencial de produção; nesse caso, mais importante do que continuar a expandir os insumos é encontrar uma alocação que ajuste bem os recursos disponíveis.

A TEC, de fato, comprova que a agropecuária do Sul avançou consideravelmente sob a égide da tecnologia. Na média, o nível desse indicador foi de 111,03 em 2006 (49,75% para a taxa de variação em 2006–2017). O Rio Grande do Sul obteve o maior valor do nível médio de TEC para 2006 (118,44) e a segunda maior taxa de crescimento (50,83%) em 2006–2017; Santa Catarina registrou os valores de 108,88 e 61,02%; o Paraná, 105,48 e 43,01%.

Diferentemente da PTF e da EFF, o padrão da TEC não mostrou inversão de intervalos entre

o nível inicial e a taxa de variação. Nota-se que no geral essas duas variáveis caminharam no mesmo sentido. No total, 28 regiões exibiram baixo nível de TEC em 2006 e reduzida taxa de crescimento em 2006–2017: 17 no Paraná, seis no Rio Grande do Sul e cinco em Santa Catarina. Já 33 unidades regionais registraram alto nível de TEC inicial e elevada taxa de crescimento: 12 em Santa Catarina, 11 no Paraná e dez no Rio Grande do Sul; em todo o Sul, 61 microrregiões, portanto, exibiram o nível e a taxa de crescimento da TEC apontando para o mesmo sentido, algo equivalente a 64,89% de participação relativa.

Resumindo, verificou-se que no caso das microrregiões, os incrementos de PTF estão sendo dirigidos mais pelo progresso tecnológico, que exibiu taxas de crescimento positivas para todas as unidades territoriais – a eficiência técnica mostrou taxas positivas em apenas 21 localidades. Aliás, isso não é novidade, pois Pereira (1999) já havia mostrado que o aumento da TEC (3,02% ao ano) foi o principal fator de influência da expansão da PTF (4,43% ao ano) no Sul, a despeito da mudança da EFF (1,04% ao ano), em 1970–1996. Outro fato realçado foi que os resultados insinuaram a existência de um possível processo de convergência da PTF agropecuária no Sul, pois várias microrregiões com baixo nível de PTF em 2006 se destacaram com elevada taxa de crescimento da produtividade no intervalo 2006–2017 e vice-versa; nesse caso, a redução da desigualdade das taxas de crescimento da PTF entre as localidades pareceu ser influenciada mais pela evolução da EFF, que também presenciou tal relação inversa entre o nível e a taxa de variação, ao contrário do comportamento da TEC, em que tanto o nível quanto a taxa de crescimento seguiram no mesmo sentido na maioria dos locais, ampliando ainda mais o hiato tecnológico entre os espaços regionais.

## Convergência da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul

Primeiramente foi analisado o pressuposto da convergência absoluta, a partir de Rey & Montouri (1999), que regride a taxa de crescimento da PTF em relação ao nível inicial. Se o coeficiente do regressor possuir sinal negativo e for estatisticamente significativo, denota-se que quanto maior for o nível inicial da PTF, menor será sua taxa de crescimento, e vice-versa.

De início, foi preciso definir uma matriz de pesos espaciais para o provimento das interações entre as localidades. Seguindo Almeida (2012), a matriz selecionada foi da categoria binária cujo critério de vizinhança foi pautado pela distância geográfica ( $D_k$ ) medida pelo círculo que passa pelos centros das regiões; considerando um ponto de referência, a matriz admite o valor 1 para a região considerada vizinha desde que sua distância em relação àquele ponto seja menor ou igual à distância crítica ( $D_k$ ); se a distância da região supera o valor crítico, ela não será considerada vizinha, e o valor admitido é 0.

A escolha da matriz dependeu do modelo econométrico que exibiu o maior I de Moran dos resíduos, isto é, aquele que captou o maior número de relações espaciais e que forneceu testes de multiplicador de Lagrange conclusivos para a seleção do controle da dependência espacial. Nesse caso, foi selecionada a matriz  $k_{10}$ , que englobou os dez vizinhos mais próximos<sup>7</sup>. Além disso, como duas microrregiões possuíam taxas de variação da PTF muito discrepantes (*outliers*) em relação às demais observações, Cerro Azul (-51,60%) e Floraí (262,63%), recorreu-se à inclusão das respectivas variáveis binárias,  $D_i$  e  $D_s$ , para controlar o efeito que elas exercem sobre a variável dependente do modelo econométrico e evitar o problema de não normalidade dos resíduos.

<sup>7</sup> Embora a matriz rainha tenha exibido o maior valor para o I de Moran, ela não foi selecionada porque os testes para selecionar entre os modelos SAR e SEM não foram significantes.

A Tabela 1 mostra os resultados do modelo de convergência absoluta, com as variáveis em logaritmos naturais, para proporcionarem estimativas de elasticidades. Considerando o primeiro modelo estimado, o MQO, todos os coeficientes foram significantes a 1%. Já o coeficiente do nível inicial da PTF ( $lnptf_0$ ), além de significativo, possui sinal negativo, o que possibilitou aceitar a hipótese de convergência absoluta. Seu resultado sugere que o aumento de 1% no nível inicial da PTF reduz em 0,34% a taxa de crescimento. Isso é compatível com uma velocidade de aproximação da convergência de 3,79% ao ano e uma meia vida de 18,3 anos para que caia pela metade a distância entre as

microrregiões de menores níveis de produtividade e as de níveis mais elevados<sup>8</sup>.

As variáveis  $Di$  e  $Ds$  apresentaram os sinais esperados para os *outliers* inferior e superior e contribuíram para tornar os resíduos normais – antes da inclusão dessas variáveis, a condição não era obtida. Isso pôde ser comprovado pelo resultado do teste Jarque-Bera, que não rejeitou a hipótese nula de normalidade para nenhum nível de significância, implicando em erros normais. Sobre os outros diagnósticos da regressão, o  $R^2$  ajustado foi de 28,84% e atestou-se a variância constante dos erros, dada a aceitação da hipótese de homocedasticidade no teste Breusch-Pagan.

Quanto aos diagnósticos da dependência espacial, o I de Moran dos resíduos foi significativo a 1%, exprimindo que a hipótese nula de aleatoriedade espacial pôde ser rejeitada, o que representou nesse caso a presença de dependência espacial no modelo. Destaca-se em Almeida (2012) que modelos econométricos que não consideram a relação espacial entre as unidades regionais na situação em que se constata a ocorrência de padrões de associação espacial geralmente geram estimativas viesadas e ineficientes por violar a hipótese de média condicional zero, essencial para o modelo MQO.

Adotou-se o procedimento proposto por Florax et al. (2003) para a escolha do modelo econométrico espacial a ser usado para controlar o efeito da espacialidade da taxa de crescimento da PTF. Sugere-se que entre os modelos espaciais SAR e SEM seja escolhida a especificação econométrica que possuir significância estatística para o teste do multiplicador de Lagrange tradicional; se ambos forem significantes, deverá ser selecionada a opção de o maior nível de significância para o multiplicador de Lagrange robusto. Neste trabalho, os dois testes tradicionais do multiplicador de Lagrange,  $LM_p$  e  $LM_\lambda$ , foram significantes, enquanto nas versões robustas só houve significância para  $LM_{\lambda,ro}$  no nível de 10%,

**Tabela 1.** Resultados das especificações econométricas para a convergência absoluta da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Variável	MQO	SEM
constante	1,7751*	2,1900*
$lnptf_0$	-0,3411*	-0,4289*
$Di$	-0,9190*	-0,8869*
$Ds$	1,1204*	1,0744*
$\lambda$	-	0,4567*
Diagnósticos da regressão		
$R^2$	0,2884	0,3070
Teste Jarque-Bera	1,092	-
Teste Breusch-Pagan	1,068	-
Diagnósticos da dependência espacial		
I de Moran dos resíduos <sup>(1)</sup>	3,158*	-
(defasagem espacial)	4,106**	-
(defasagem espacial robusto)	0,432	-
(erro espacial)	6,687*	-
(erro espacial robusto)	3,013***	-

<sup>(1)</sup> Valor do I de Moran dos resíduos para a matriz  $k_{10}$ . Outras matrizes testadas: rainha (3,166) e  $K_5$  (3,005).

Notas: as estimações foram feitas com o software GeoDaSpace 1.2; \* significativo a 1%; \*\* significativo a 5%; \*\*\* significativo a 10%.

Fonte: elaborado com o software GeoDaSpace 1.2 (2020).

<sup>8</sup> A velocidade de convergência é expressa por  $\theta = \ln(\beta + 1)/-k$ , em que  $\beta$  é o coeficiente do nível inicial da PTF e  $k$  é o intervalo de tempo (Rey & Montouri, 1999). A meia vida é dada pela razão  $\ln(2)/\theta$  (Sala-I-Martin, 2000).

indicando, portanto, o modelo SEM para controlar os efeitos espaciais da convergência.

Nos resultados do modelo SEM estimado com o método de máxima verossimilhança<sup>9</sup> (Tabela 1), mais uma vez todos os coeficientes estimados foram significantes a 1%. Destaca-se que o R<sup>2</sup> foi ligeiramente superior (30,70%), evidenciando uma melhora do ajuste do modelo. O termo lambda, referente à dependência espacial do erro, foi de 0,46. Sua interpretação sugere que existem variáveis que não foram consideradas na especificação<sup>10</sup>, mas que guardam relação com o aumento da PTF, gerando impactos entre as localidades vizinhas; o aumento de 1% nessas incógnitas não modeladas em dada região contribuiu para elevar em 0,46% a taxa de crescimento da PTF na localidade vizinha. Além disso, apenas a inclusão desse controle espacial serviu para intensificar o processo de convergência, já que o coeficiente observado para o nível inicial da PTF se tornou mais negativo (-0,43). Diante desse número, a velocidade de aproximação da convergência aumentou para 5,09% ao ano, com a meia vida diminuindo para 13,6 anos.

Por causa das características estruturais e dos fundamentos econômicos da agropecuária das microrregiões, pode acontecer de, em vez de a PTF de cada região convergir para um único estado estacionário, afluir cada uma para sua própria posição de estado estacionário (convergência condicional). Nessa nova versão, é preciso a inclusão de variáveis que captam as diferenças locais no modelo econométrico, possibilitando assim avaliar que variáveis fazem a convergência ser mais rápida.

A forma funcional da convergência condicional segue a fórmula apresentada por Rey & Montouri (1999), acrescida de um vetor de variáveis das condições estruturais das microrregiões em 2017 – educação (*Ineduc*), crédito (*Incred*)

e infraestrutura de armazenagem (*Incap*) –, tomadas em logaritmo natural para que as estimativas forneçam os valores das respectivas elasticidades (Tabela 2).

**Tabela 2.** Resultados das especificações econômicas para a convergência condicional da PTF da agropecuária nas microrregiões do Sul do Brasil em 2006–2017.

Variável	MQO	SEM
constante	0,6776	0,9909***
lnptf0	-0,3967*	-0,5307*
Di	-0,7877*	-0,7156*
Ds	0,8568*	0,8152*
Ineduc	0,2113**	0,2679*
Incred	0,0699*	0,0764*
Incap	0,0312	0,0503**
lambda	-	0,5306*
Diagnósticos da regressão		
R <sup>2</sup>	0,4208	0,4482
Teste Jarque-Bera	7,627**	-
Teste Breusch-Pagan	3,818	-
Diagnósticos da dependência espacial		
I de Moran dos resíduos <sup>(1)</sup>	4,103*	-
(defasagem espacial)	2,415	-
(defasagem espacial robusto)	6,375*	-
(erro espacial)	12,162*	-
(erro espacial robusto)	16,122*	-

<sup>(1)</sup> Valor do I de Moran dos resíduos para a matriz rainha. Outras matrizes testadas: k5 (4,100) e K10 (3,900)

Notas: as estimações foram feitas com o software GeoDaSpace 1.2; \* significante a 1%; \*\* significante a 5%; \*\*\* significante a 10%.

Fonte: elaborado com o software GeoDaSpace 1.2 (2020).

Dessa vez, a matriz rainha foi a que exibiu o maior valor do I de Moran dos resíduos. Conforme Almeida (2012), trata-se de uma matriz binária baseada no critério de contiguidade que

<sup>9</sup> Almeida (2012) mostra que, sob a hipótese de normalidade dos erros, as estimativas do modelo SEM obtidas pelo método de máxima verossimilhança são válidas.

<sup>10</sup> Variáveis como quantidades de agrotóxicos, adubos e corretivos, que geralmente integram a *Proxy* de capital na estimação da PTF, mas que não puderam ser incluídas neste estudo por não estarem disponibilizadas para as microrregiões nas edições do censo agropecuário. No caso dessa publicação, tais informações então disponíveis em valores de despesas e possuem dados que não são comparáveis de um ano para o outro; por exemplo, adubos e corretivos estão em 1995 e 2017 agregados em uma única variável, mas em 2006 estão em duas.

assume o valor 1 para regiões vizinhas que compartilham fronteiras ou qualquer vértice (canto) entre elas e valor 0 quando as localidades não são vizinhas.

Focando no modelo MQO, embora as variáveis *lnptf0*, *Di*, *Ds*, *Ineduc* e *Incred* tenham sido estatisticamente significantes, o método de estimação não pareceu ajustado; *Incap* e principalmente a constante não mostraram níveis de significância aceitáveis. Outro problema foi o fato de os resíduos da regressão não verificarem o pressuposto da normalidade, rejeitada pelo teste Jarque-Bera com nível de 5% de significância.

Destaca-se que o I de Moran dos erros exibiu significância estatística a 1%, mostrando a necessidade de se incorporar alguma variável para captar o efeito espacial. O modelo escolhido novamente foi o SEM, com os testes do multiplicador de Lagrange ambos significantes a 1%, ao contrário do modelo SAR, que não mostrou significância na versão tradicional do teste.

Como os erros do procedimento MQO não se enquadraram na distribuição normal, o modelo SEM foi estimado pelo método dos momentos generalizados (GMM) de Kelejian & Prucha (1999), que dispensa a necessidade de normalidade dos resíduos e garante estimativas robustas. Essa especificação com controle do erro espacial pareceu estar corretamente ajustada, pois todos os coeficientes foram significantes. O aumento de 1% na educação (*Ineduc*) em 2017 gerou ampliação de 0,27% na taxa de variação da PTF, o maior impacto entre as variáveis das características estruturais das microrregiões. Na sequência, o acréscimo de 1% no crédito rural (*Incred*) e na infraestrutura de armazenagem (*Incap*) gerou expansão de 0,08% e 0,05%, respectivamente, na taxa de crescimento da PTF.

A estimativa para o lambda revelou que o aumento de 1% sobre variáveis não modeladas na especificação, em uma dada microrregião, acarretou aumento de 0,53% da taxa de variação da PTF do seu vizinho. Consequentemente, ficou evidenciada a influência que o desempenho da produtividade das microrregiões vizinhas exerce

sobre o desempenho de determinada localidade. Além disso, a inclusão do efeito de erro espacial melhorou o ajustamento do modelo, elevando o  $R^2$  para 44,82%, e intensificou o processo de convergência; nesse caso, o crescimento de 1% no nível inicial de PTF gerou redução de 0,53% da taxa da PTF. Nessa estimativa, a velocidade de aproximação da convergência subiu para 6,88% ao ano, com a meia vida caindo para 10,1 anos.

Para se ter uma noção dos resultados encontrados aqui para a velocidade de convergência, Raiher et al. (2016) obtiveram os valores de 11,38% e 23,55% anuais para os modelos de convergência absoluta e condicional, estimados pela especificação SEM, para a produtividade parcial (PPF) da terra da agropecuária no Sul. Já Afonso (2017), para os estados brasileiros, encontrou a velocidade de 0,50% ao ano para a convergência absoluta e 0,67% para a condicional, sem inclusão da dependência espacial; com os efeitos de espacialidade, a convergência absoluta foi de 0,52% ao ano e a condicional, 0,67%.

Para Afonso (2017), a consideração de todo o território nacional abrange maiores disparidades quanto ao clima, ao solo e a outros aspectos que influenciam a PTF, comparativamente a recortes geográficos menores, como o Sul do País. Isso implica que regiões menores tendem a apresentar convergência mais rápida em virtude de suas semelhanças. Em relação a Raiher et al. (2016), a diferença pode ser explicada pelo fato de que enquanto a PPF usou apenas um fator de produção (terra), a estimação da PTF envolveu, além desse insumo, trabalho e capital. Nesse sentido, como a evolução da PPF da terra se traduz por diferenças na quantidade utilizada desse único insumo, a trajetória da PTF traz em si desigualdades maiores, envolvendo também os demais insumos empregados – trabalho e capital. Considera-se que, por envolver mais disparidades ao considerar recursos produtivos adicionais, a convergência da PTF é mais lenta do que a da produtividade parcial da terra.

## Considerações finais

Os resultados encontrados constataram que os ganhos da PTF agropecuária nas microrregiões do Sul do País em 2006–2017 estão sendo dirigidos mais pelo aumento do deslocamento da fronteira de produção (TEC), possivelmente influenciado pela agregação de novas tecnologias à agropecuária, do que pela eficiência técnica (EFF) na combinação dos insumos, com taxas de variação negativas na maioria das localidades.

A análise da distribuição espacial da PTF mostra que a maioria das microrregiões que se destacaram com taxas de crescimento mais altas em 2006–2017 tinha nível de produtividade mais reduzido no momento inicial de 2006, e vice-versa, o que permitiu incluir a trajetória da PTF agropecuária do Sul na lógica do processo de convergência, seguindo para uma homogeneização entre as microrregiões. Além disso, como a EFF também exibiu esse padrão de inversão de valores entre o nível e a taxa de variação, o oposto da TEC, cujas variáveis apontaram para o mesmo sentido, ampliando ainda mais o hiato entre as localidades, pôde-se concluir também que a convergência da PTF pareceu estar sendo mais influenciada pelo indicador de eficiência técnica.

Já a análise de convergência da PTF amparada na econometria espacial levou à escolha do modelo de erro espacial (SEM). Ambos os modelos econométricos de convergência estimados, absoluta e condicional, corroboraram as evidências apontadas pela análise da distribuição espacial da variável citada de que há uma tendência para equalização das suas taxas de crescimento.

Os coeficientes estimados do logaritmo do nível inicial da PTF foram negativos e significantes de acordo com a literatura. Do mesmo modo, as estimativas do termo de dependência espacial e das elasticidades das variáveis consideradas para captar as diferenças das características estruturais entre as microrregiões verificaram significância estatística e sinais esperados.

Os resultados dos modelos de convergência revelaram que as variáveis de dependência espacial e do vetor de características estruturais consideradas serviram para acelerar o processo de convergência da PTF agropecuária entre as microrregiões. Além disso, o fato de o modelo mais apropriado ser o de erro espacial (SEM) – mostrando que existem fatores não modelados nas equações de convergência e que estão relacionados com a taxa de crescimento da PTF com efeitos de transbordamento entre as microrregiões vizinhas – pôde ser explicado pela não inclusão de importantes insumos na *proxy* de capital, como quantidade de fertilizantes, agrotóxicos e corretivos utilizados na agropecuária.

A contribuição desta pesquisa se pautou na validação do efeito das variáveis de interação espacial e de características estruturais sobre o processo de convergência da PTF agropecuária no Sul do País, o que pode ser útil para a formulação de políticas públicas.

## Referências

- AFONSO, J.F. **Convergência espacial da produtividade total dos fatores da agricultura brasileira**: implicações dos investimentos em infraestrutura de armazenamento, pesquisa, capital humano e crédito rural. 2017. 256p. Tese (Doutorado) – Universidade Estadual de Maringá, Maringá.
- AHEARN, M.; YEE, J.; BALL, E.; NEHRING, R. **Agricultural productivity in the United States**. Washington: USDA, 1998. (USDA. Agriculture Information Bulletin, n.740). Disponível em: <[https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/42144/32363\\_aib740\\_002.pdf?v=5819.4](https://www.ers.usda.gov/webdocs/publications/42144/32363_aib740_002.pdf?v=5819.4)>. Acesso em: 19 jul. 2019.
- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Alínea, 2012.
- ALVES, E.R. de A. **A produtividade da agricultura**. 1979. Disponível em: <<http://ainfo.cnptia.embrapa.br/digital/bitstream/item/150520/1/A-produtividade-da-agricultura-Alves.pdf>>. Acesso em: 26 jul. 2019.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v.27, p.93-115, 1995. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>.
- BACEN. Banco Central do Brasil. **Matriz de Dados do Crédito Rural - contratações**. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/estabilidade/financeira/micrrural>>. Acesso em: 9 nov. 2020.

- BRAGAGNOLO, C.; BARROS, G.S. de C. Impactos dinâmicos dos fatores de produção e da produtividade sobre a função de produção agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.53, p.31-50, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-9479005301002>.
- BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E.C. Determinantes do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira. **Revista de Política Agrícola**, ano19, p.5-13, 2010. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/320/264>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- CHAU, K.W.; WALKER, A. The measurement of total factor productivity of the Hong Kong construction industry. **Construction Management and Economics**, v.6, p.209-224, 1988. DOI: <https://doi.org/10.1080/01446198800000019>.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P. Total factor productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000. **Agricultural Economics**, v.32, p.115-134, 2005. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0169-5150.2004.00018.x>.
- COELLI, T.J.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Springer, 2005.
- FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NORRIS, M.; ZHANG, Z. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. **The American Economic Review**, v.84, p.66-83, 1994. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/pdf/2117971.pdf?refreqid=excelsior%3A469a0e340870782a9eaf6afd3ddd4c0>>. Acesso em: 6 maio 2019.
- FLORAX, R.J.G.M.; FOLMER, H.; REY, S.J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v.33, p.557-579, 2003. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0166-0462\(03\)00002-4](https://doi.org/10.1016/S0166-0462(03)00002-4).
- FREITAS, M.V. de; ALMEIDA, E. Existe realmente convergência de renda entre países? **Estudos Econômicos**, v.45, p.287-316, 2015. DOI: <https://doi.org/10.1590/0101-4161201545282mfe>.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira de 1975 a 2016. **Carta de Conjuntura**, n.38, p.207-214, 2018. Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302\\_cc38\\_nt\\_crescimento\\_e\\_producao\\_da\\_agricultura\\_brasileira\\_1975\\_a\\_2016.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/conjuntura/180302_cc38_nt_crescimento_e_producao_da_agricultura_brasileira_1975_a_2016.pdf)>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BACCHI, M.R.P.; BASTOS, E.T.; VALDES, C. **Produtividade da agricultura brasileira**: algumas atualizações. Brasília: MAPA, 2019. Nota. Disponível em: <<https://www.gov.br/agricultura/pt-br/assuntos/noticias/produtividade-da-agropecuaria-cresce-3-43-ao-ano/NOTA05.02.2019Produtividade002.docx/@@download/file/nota05-02-2019produtividade002.docx>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. In: GASQUES, J.G.; VIEIRA FILHO, J.E.R.; NAVARRO, Z. (Org.) **A agricultura brasileira**: desempenho, desafios e perspectivas. Brasília: IPEA, 2010. p.19-44. Disponível em: <[https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/Livro\\_agriculturabrasileira.pdf](https://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/livros/livros/Livro_agriculturabrasileira.pdf)>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; BACCHI, M.R.P. Produtividade e fontes de crescimento da agricultura brasileira. In: DE NEGRI, J.A.; KUBOTA, L.C. (Org.) **Políticas de Incentivo à Inovação Tecnológica no Brasil**. Brasília: IPEA, 2008. p.435-459. Disponível em: <<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/3237/1/Pol%C3%ADticas%20de%20incentivo%20%C3%A0%20inova%C3%A7%C3%A3o%20tecnol%C3%B3gica%20no%20Brasil.pdf>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GASQUES, J.G.; BASTOS, E.T.; VALDES, C.; BACCHI, M.R.P. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, ano23, p.87-98, 2014. Disponível em: <<https://seer.sede.embrapa.br/index.php/RPA/article/download/943/836>>. Acesso em: 8 jun. 2019.
- GEODASPACE Software for Advanced Spatial Econometric Modeling. Version 1.2. Chicago: University of Chicago, Center for Spatial Data Science, 2020. Disponível em: <<https://geodacenter.github.io/GeoDaSpace/>>. Acesso em: 9 nov. 2020.
- GSARS. Global Strategy Improving Agricultural and Rural Statistics. **Productivity and efficiency measurement in agriculture**: literature review and gaps analysis. 2017. (Technical Report Series GO-19-2017). Disponível em: <<http://gsars.org/wp-content/uploads/2017/02/TR-17.02.2017-Productivity-and-Efficiency-Measurement-in-Agriculture.pdf>>. Acesso em: 28 abr. 2019.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2017**: resultados definitivos. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2017>>. Acesso em: 4 nov. 2020a.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 1995-1996**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-1995-1996>>. Acesso em: 4 nov. 2020b.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**: segunda apuração. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-agropecuario/censo-agropecuario-2006/segundaapuracao>>. Acesso em: 4 nov. 2020c.

- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**: sinopse. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/censo-demografico/demografico-2010/sinopse>>. Acesso em: 9 nov. 2020d.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estimativas de População – EstimaPop**. Disponível em: <<https://sidra.ibge.gov.br/pesquisa/estimapop>>. Acesso em: 9 nov. 2020e.
- IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sistema de Contas Regionais – SCR**. 2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9054-contas-regionais-do-brasil.html?edicao=26018&t=sobre>>. Acesso em: 9 nov. 2020.
- KELEJIAN, H.H.; PRUCHA, I.R. A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. **International Economic Review**, v.40, p.509-533, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2354.00027>.
- LESAGE, J.P. An introduction to spatial econometrics. **Revue d'Économie Industrielle**, n.123, p.19-44, 2008. DOI: <https://doi.org/10.4000/rei.3887>.
- MARTIN, R.; SUNLEY, P. Convergência lenta? A nova teoria do crescimento endógeno e o desenvolvimento regional. **Cadernos IPPUR**, ano14, p.15-50, 2000. Disponível em: <<https://revistas.ufrj.br/index.php/ippur/issue/download/278/87>>. Acesso em: 20 abr. 2019.
- MENDES, G.M. **Efeitos dos ganhos de produtividade total dos fatores da agropecuária sobre os preços agrícolas no Brasil: 1970-2006**. 2015. 99p. Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- MENDES, G.M. **Produtividade total dos fatores e crescimento econômico na agropecuária brasileira: 1970-2006**. 2010. 120p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.
- MENDES, S.M.; TEIXEIRA, E.C.; SALVATO, M.A. Investimentos em infra-estrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira: 1985-2004. **Revista Brasileira de Economia**, v.63, p.91-102, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-71402009000200002>.
- OSKAM, A. Productivity measurement, incorporating environmental effects of agricultural production. **Developments in Agricultural Economics**, v.7, p.186-204, 1991. DOI: <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-88974-4.50023-1>.
- PEREIRA, M.F. **Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996**. 1999. 144p. Tese (Doutorado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis.
- QGIS. **Geographic Information System**. Version 2.18. [S.l.]: Open Source Geospatial Foundation Project, 2016. Disponível em: <<http://qgisbrasil.org>>. Acesso em: 9 nov. 2020.
- RAIHER, A.P.; OLIVEIRA, R.A. de; CARMO, A.S.S. do; STEGE, A.L. Convergência da produtividade agropecuária do Sul do Brasil: uma análise espacial. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.54, p.517-536, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1590/1234-56781806-94790540307>.
- REY, S.J.; MONTOURI, B.D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective. **Regional Studies**, v.33, p.143-156, 1999. DOI: <https://doi.org/10.1080/00343409950122945>.
- SALA-I-MARTIN, X. **Apuntes de crecimiento económico**. 2.ed. Barcelona: Antoni Brosch, 2000.
- STATA Statistical Software. Version 13.1. College Station: StataCorp LP, 2013. 1 CD.
-