

Artigo submetido a 3 de Março 2021; versão final aceite a 27 de Setembro de 2021
Paper submitted on March 3, 2021; final version accepted on September 27, 2021

Modelo Teórico de Convergência do Preço da Terra Agrícola e sua Estimativa para o Brasil¹

Theoretical Model of Agricultural Land Price Convergence and its Estimation for Brazil

Ricardo Harbs

rharbs@alumni.usp.br

Professor-doutor associado ao Instituto de Pesquisas e Educação Continuada em Economia e Gestão de Empresas (PECEGE)

Carlos José Caetano Bacha

carlosbacha@usp.br

Professor Titular da Universidade de São Paulo (USP)

Resumo

Neste artigo, desenvolve-se um modelo teórico para explicar a possível ocorrência de convergência do preço da terra agrícola entre regiões (que podem ser estados, microrregiões ou municípios, por exemplo), demonstrando-se que esse processo pode ocorrer, desde que haja livre movimento de capital, bem como de mão de obra e de tecnologia entre as regiões. Em seguida, as hipóteses de convergência β e σ são testadas econometricamente para os preços de terras de duas categorias (para lavouras e para pastagens) e considerando dados agregados por microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2017. Os resultados confirmaram as formulações teóricas do artigo, uma vez que não foi possível rejeitar as hipóteses de convergência β e σ dos preços de terras de ambas as categorias. De modo geral, os preços de terras mais baratas – que se encontravam em regiões menos desenvolvidas – cresceram de forma mais rápida durante o referido período, convergindo para os preços de terras relativamente caras das regiões mais desenvolvidas.

Palavras-chave: Mercado de terras; Convergência; Econometria espacial

Código JEL: C21, R12, Q15

Abstract

In this article, we developed a theoretical model to explain the agricultural land price convergence among regions (which can be states, microregions or cities, for example), demonstrating that this process can take place as long as there are free capital, labor and technology flows among regions. In sequence, β and σ -convergences were econometrically evaluated for two kinds of agricultural land prices (for crops and pastures) and considering data aggregated by Brazilian microregions from 2003 thru 2017. The results confirmed our theoretical formulations, since the convergence hypothesis (β and σ) were not rejected for both types of farmland prices. In general, cheaper land prices - which were found in less developed regions - grew faster from 2003 thru 2017, converging to the relatively expensive land prices of more developed regions.

¹ Esta pesquisa é derivada da tese de doutorado, na área de Economia Aplicada, realizada por Ricardo Harbs sob orientação do Prof. Dr. Carlos José Caetano Bacha, da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – Universidade de São Paulo. O referido programa de doutorado foi financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) e pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), tendo sido realizado no período de fevereiro de 2016 a dezembro de 2020.

Keywords: Agricultural land market; Convergence; Spatial Econometrics

Classificação JEL: C21, R12, Q15.

1. INTRODUÇÃO

A convergência é um processo através do qual as diferenças, observadas nos valores de certas variáveis econômicas entre países ou regiões, tendem a declinar com o passar do tempo. Isso ocorre, por exemplo, quando a renda *per capita* de um país em desenvolvimento cresce mais rapidamente do que a de um país desenvolvido, verificando-se uma tendência de redução da desigualdade entre esses países. Esse processo de convergência também pode ocorrer com outras variáveis, como produtividade e preços de fatores de produção, a exemplo do preço da terra.

Entre os fatores que levam à convergência da renda *per capita* entre regiões, pode-se mencionar o fato de que os investimentos, quando realizados em regiões com baixa disponibilidade de capital (na forma de máquinas e equipamentos, por exemplo), apresentam retorno relativamente maior. Isso gera um estímulo à transferência de capital das regiões “ricas” para as “pobres”, atuando no sentido de reduzir a desigualdade entre essas regiões. Ao mesmo tempo, a convergência também pode resultar da disseminação entre as regiões do conhecimento e da adoção de novas tecnologias e formas de produção.

A convergência- β absoluta constitui uma indicação de que as regiões “pobres” terão crescimento relativamente mais rápido, convergindo para os patamares observados nas regiões ditas “ricas”. A convergência- β condicional, por outro lado, ocorre quando as variáveis das regiões convergem para diferentes patamares (ou estados estacionários), os quais são determinados por fatores de ordem econômica ou cultural. Por fim, a convergência- σ indica que a dispersão de determinada variável (como a renda *per capita*, por exemplo) tende a declinar com o passar do tempo. Com efeito, Barro e Sala-i-Martin (1995) demonstram que a convergência- β absoluta é condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- σ .

A despeito da vasta literatura existente sobre a convergência da renda *per capita* entre países e regiões (através das estimativas de convergência- β e de convergência- σ)², poucos estudos avaliam a extensão desse processo a outras variáveis econômicas no Brasil, a exemplo dos preços dos fatores produtivos. Neste país, até onde se sabe, o trabalho de Malassise, Parré e Fraga (2015) constitui o único estudo voltado à análise da convergência de preços de terras. Neste trabalho, os autores evidenciam uma tendência de convergência do preço da terra agrícola, entre os municípios do Estado do Paraná, no período de 1999 a 2011. Restam, no entanto, dúvidas quanto à existência dessa convergência do preço da terra em outros estados, e até mesmo entre estados e microrregiões do Brasil que pertençam a estados distintos.

Além disso, a literatura especializada ainda carece de uma análise dessa convergência ou não de preços de terras que leve em conta períodos mais recentes, considerando os possíveis efeitos do aumento na demanda internacional por *commodities* agrícolas (especialmente de grãos como soja e milho), bem como de investimentos em termos de infraestrutura e urbanização. É possível que esses eventos, vivenciados pela economia brasileira, por exemplo, ao longo das duas últimas décadas, tenham gerado distintos impactos sobre a evolução dos preços de terras no território brasileiro. Adicionalmente, chama-se a atenção para a ausência de um modelo teórico específico para justificar a possível ocorrência de convergência do preço da terra. Ao cobrir algumas destas lacunas, este artigo oferece uma contribuição ao entendimento do tema.

Considerando o acima exposto, o objetivo geral deste artigo consiste em elaborar um modelo teórico que justifique a possível ocorrência da convergência de preços da terra entre regiões e derivar uma equação, correspondente à equação β -convergência, que será estimada considerando os preços de cada hectare de terra nua nas microrregiões do Brasil.

Terra nua é aquela em seu estado natural, sem benfeitoria e melhorias. Esta terra nua pode ter vocação para ser utilizada para o plantio de lavouras ou para a pastagem, por exemplo. Assim, pode-se considerar o preço de cada hectare de terra nua para lavoura de modo diferente do preço de cada hectare de terra nua para pastagem. No Brasil, a Informa Economics – FNP é a única instituição que

² Os congressos da *European Regional Science Association* (ERSA) têm apresentado, desde a década de 1990, muitos trabalhos empíricos tratando da convergência da renda entre regiões europeias e de outras partes do mundo.

calcula anualmente esses preços do hectare da terra nua em nível de microregiões (estipuladas pela própria instituição) para todo o país. Dados de 2003 a 2017 desta instituição serão considerados na análise feita no artigo.

Os objetivos específicos do artigo são:

i) Apresentar a teoria econômica subjacente ao conceito de convergência e adaptar, em seguida, um modelo teórico específico para justificar a possível ocorrência de convergência do preço da terra entre regiões (que podem ser estados ou microrregiões dentro dos estados), derivando uma equação de β -convergência para o preço da terra; e,

ii) A partir dos dados divulgados pela FNP, testar econometricamente a existência de β -convergência e também da convergência- σ dos preços de cada hectare de terra nua entre as microregiões do Brasil, separando entre terra nua para lavoura e para pastagem.

As séries de preços de terras nuas da Informa *Economics* – FNP são divulgadas em nível de microregiões (conjuntos de municípios) definidas por esta instituição, o que permite uma análise desta variável dentro dos estados brasileiros. Salienta-se, contudo, que essas regiões são definidas de acordo com os critérios da FNP, não havendo correspondência com o nível de agregação adotado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Para atingir os objetivos geral e específico acima colocados, este artigo divide-se em mais quatro seções. Na seção 2, há uma revisão bibliográfica abrangendo os principais trabalhos sobre análise de convergência. A seção 3 contém uma exposição acerca do modelo de Solow (1957), mostrando que a convergência da renda *per capita* e da produtividade, por exemplo, constituem uma consequência natural do modelo. Em seguida, partindo-se de uma função de produção apresentada por Romer (2006), constrói-se um modelo teórico específico para a ocorrência de convergência do preço da terra, sendo que tal modelo fundamenta equações de convergência β e σ a serem estimadas. A seção 4 foi reservada à apresentação e análise dos resultados das estimativas econométricas dessas equações de convergência do preço da terra, de acordo com as categorias de terras consideradas (terras para lavoura ou para pastagem). Por fim, a seção 5 apresenta as principais conclusões do artigo.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A lista de trabalhos sobre convergência é extensa, sendo que a maioria deles dedica-se à análise da convergência da renda *per capita* entre países, estados ou municípios. A seguir, são apresentados alguns dos principais estudos sobre a análise de convergência no mundo e no Brasil.

Barro e Sala-i-Martin (1995) avaliaram a hipótese de convergência da renda *per capita* entre 48 estados dos Estados Unidos da América, em um período de 110 anos (entre 1880 e 1990). Além de estimarem o coeficiente de convergência absoluta para o período completo, esses autores realizaram estimativas para nove subperíodos. Como resultado, constatou-se que o coeficiente β (que indica a ocorrência de convergência absoluta) era estatisticamente significativo, não somente para o período completo, como também para sete subperíodos, sendo que as únicas exceções foram os anos de 1920 a 1930 e de 1980 a 1990. Entre 1920 e 1930, estados norte-americanos com maior participação do setor agropecuário em seu produto (que já eram relativamente pobres) foram afetados pelo declínio nos preços de *commodities* agrícolas, o que reverteu a tendência de convergência (da renda *per capita*) observada até aquele momento. No subperíodo de 1980 a 1990, por outro lado, o acentuado aumento dos preços de combustíveis – ocasionado pelo segundo choque do petróleo – teve impacto positivo para os estados produtores dessa *commodity*, nos quais a renda *per capita* já era relativamente maior, em detrimento dos demais. Esse processo seria revertido somente a partir de 1986, com o declínio dos preços internacionais do petróleo.

A partir do trabalho original de Barro e Sala-i-Martin (1995), foram desenvolvidos muitos estudos sobre a convergência da renda *per capita* ou da produtividade em diversos países. Entre esses trabalhos, podem ser citados os de Persson (1997), Lusigi e Thirtle (1998), Gutierrez (2000), Surriyanto e Thirtle (2001), Johnson e Takeyama (2001) e Gezici e Hewings (2003), por exemplo.

Vários autores se dedicaram à análise da convergência da renda *per capita* no Brasil. Entre esses trabalhos, destacam-se os de Ferreira e Ellery Junior (1996), Azzoni (1997), Cançado (1999), Ferreira (1999), Pôrto Júnior e Ribeiro (2003), Magalhães, Hewings e Azzoni (2005), Coelho e Figueiredo (2007) e Oliveira Junior et al. (2009), por exemplo.

Magalhães, Hewings e Azzoni (2005), por exemplo, analisaram a hipótese de convergência da renda *per capita* entre 21 estados brasileiros no período de 1970 a 1995. As estimativas de convergência absoluta foram realizadas através de MQO, considerando o período completo e os subperíodos de 1970 a 1980 e de 1980 a 1995. No primeiro subperíodo (anos de 1970), caracterizado por elevadas taxas de crescimento econômico, a hipótese de convergência da renda *per capita* entre os estados brasileiros foi rejeitada. Tal hipótese, no entanto, foi confirmada para o período completo (de 1970 a 1995), bem como para o segundo subperíodo analisado (de 1980 a 1995), que foi pautado pela ocorrência de recessões e baixo crescimento econômico. A análise de convergência- σ revelou uma tendência de divergência (aumento da dispersão) no início da década de 1970, sendo que a convergência- σ foi observada somente a partir da década de 1980.

Além de revelar a importância da interdependência espacial, os resultados do trabalho de Magalhães, Hewings e Azzoni (2005) reforçam o argumento de Azzoni (1997), evidenciando que, durante a década de 1970, os estados “mais ricos” da região Centro-Sul foram capazes de absorver grande parte dos benefícios proporcionados pelo crescimento econômico. A partir da década de 1980, ao contrário, esses estados “mais ricos” sofreram os maiores impactos decorrentes dos períodos de recessão ou baixo crescimento do PIB. Esse comportamento explicaria as tendências de divergência e de convergência observadas no primeiro e no segundo subperíodos do estudo, respectivamente.

Apesar do grande número de trabalhos sobre a convergência da renda *per capita* entre países e regiões, poucos são os estudos que analisam, de forma empírica, a convergência no preço da terra. Entre as raras iniciativas, pode-se mencionar o estudo de Yang, Ritter e Odening (2017), no qual se testou a hipótese de convergência entre os preços de terras agrícolas de 37 municípios da Baixa Saxônia, estado localizado na região noroeste da Alemanha. Os autores utilizaram uma base de dados anuais abrangendo o período de 25 anos (entre 1990 e 2014) e que continha, além do preço médio da terra, informações sobre a produtividade média dos imóveis rurais pesquisados em cada município. Antes da análise de convergência, esta última variável (índice de produtividade) foi utilizada em uma regressão visando a obtenção de preços ajustados de acordo com a qualidade da terra. O procedimento foi adotado pelo fato de que, dentro de um único município, pode haver significativa variabilidade da produtividade da terra. Assim, dependendo dos negócios realizados em cada localidade, os dados de produtividade e de preço da terra podem variar significativamente de um ano para o outro, comprometendo os resultados.

Com os preços da terra ajustados, Yang, Ritter e Odening (2017) realizaram uma análise de convergência dos mesmos entre todos os municípios da Baixa Saxônia. Como a hipótese de convergência absoluta foi rejeitada, a etapa seguinte consistiu em identificar os clubes de convergência, os quais seriam constituídos por municípios que possuíssem padrão semelhante para a evolução dos preços de terras agrícolas. Através do método de seleção de painel sequencial (*Sequential Panel Selection Method* – SPSM), que consiste em uma sucessão de testes de estacionariedade e de raiz unitária para painel, foram identificados três clubes de convergência.

No Brasil, destaca-se o estudo de Malassise, Parré e Fraga (2015), que testou a hipótese de convergência absoluta no preço da terra para lavoura, entre os municípios do Paraná, no período de 1999 a 2011. Inicialmente, os autores utilizaram o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO e o coeficiente β estimado foi estatisticamente significativo, levando à não-rejeição da hipótese de existência de convergência absoluta. Adicionalmente, os autores não rejeitaram a hipótese de dependência espacial, o que justificou a introdução de um modelo de *lag* espacial (com defasagem espacial da variável independente), considerado pelos autores como o mais indicado para as estimativas de convergência. Após a incorporação da variável de *lag* espacial, o coeficiente de determinação (R^2) da regressão de convergência aumentou de 0,13 para 0,64, enquanto o coeficiente β passou de -0,314 para -0,159, mas mantendo-se estatisticamente significativo. Em ambos os modelos, portanto, os resultados apontaram para a existência de convergência no preço da terra agrícola durante o período analisado. Embora tenha se restringido à análise de convergência absoluta, não testando as hipóteses de convergência condicional, clubes de convergência ou convergência- σ e focando sua análise no Paraná, o trabalho de Malassise, Parré e Fraga (2015) abriu um vasto campo de pesquisas, constituindo, até onde se sabe, o único estudo sobre convergência do preço da terra na literatura brasileira. Apesar disso, o referido trabalho não possui referencial teórico para fundamentar a ocorrência de convergência do preço da terra. Este referencial teórico é desenvolvido na próxima seção.

3. REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO

3.1. O modelo de convergência

A convergência entre a renda *per capita* de países e regiões é uma consequência natural do modelo de Solow (1957). Segundo Romer (2006), existem ao menos três razões para acreditar que a renda *per capita* dos países pobres deve crescer mais rapidamente que a dos países ricos. Em primeiro lugar, porque o modelo estabelece que todos os países convergem para o caminho de crescimento equilibrado (ou estado estacionário), sendo razoável esperar que as economias em desenvolvimento alcancem, em algum momento, o nível de produto *per capita* prevalente em economias desenvolvidas. Em segundo lugar, porque nos países com grande disponibilidade de capital por trabalhador (k próximo de k^*), o produto marginal desse fator é inferior ao de países com menor disponibilidade de capital. Havendo mobilidade de capitais, essas diferenças justificariam a migração de investimentos dos países ricos para os pobres. Em terceiro lugar, deve-se destacar o papel da transmissão de conhecimentos, que atuaria no sentido de elevar a produtividade dos países em desenvolvimento, acelerando o processo de convergência.

Ainda assim, a hipótese de convergência “absoluta” somente é confirmada quando a análise se restringe a países ou estados que, apesar das diferenças em termos de renda *per capita*, possuem culturas e instituições semelhantes. De acordo com Mankiw (2000), isso ocorre pelo fato de que os países convergem para o nível de renda *per capita* correspondente aos seus próprios estados estacionários, os quais dependem de fatores como a proporção da renda poupada (nível de poupança), crescimento da população e progresso tecnológico, conforme preconizado pelo modelo de Solow (1957). Ao se analisar o crescimento econômico de países com grandes disparidades em termos de condições materiais de suas populações, o que se observa, em muitos casos, é um processo de convergência condicional.

Considerando a importância do modelo desenvolvido por Solow (1957), bem como as perspectivas de estudos que o mesmo abre, é natural que exista vasta literatura sobre o processo de convergência (absoluta ou condicional). Conforme destacado na seção 2, a maior parte dos trabalhos se concentra na análise da hipótese de convergência da renda *per capita*. Contudo, existem outras variáveis de interesse que, em princípio, podem apresentar comportamento de convergência entre países e regiões. Como exemplo, pode-se mencionar o capital por trabalhador (K/L), o produto marginal do trabalho (salário) e o produto marginal do capital (rendimento do capital).

No caso da renda *per capita*, em particular, as premissas de mobilidade do capital e da mão de obra efetiva, presentes no modelo de Solow (1957), constituem as bases para o modelo teórico de convergência dessa variável. Para que se possa inferir sobre a convergência do preço da terra agrícola, contudo, é indispensável que esse fator produtivo seja devidamente incorporado à função de produção. Como a terra agrícola, ao contrário do capital e da mão de obra efetiva, é um fator de produção imóvel, essa característica pode ter implicações sobre a dinâmica do seu preço, bem como sobre a possibilidade (ou não) de convergência do preço entre regiões. Assim, antes de se testar a hipótese de convergência do preço da terra agrícola, faz-se necessário verificar se, a partir do modelo neoclássico de crescimento econômico, existem justificativas ou premissas que deem respaldo a essa hipótese. Essa análise pode ser demonstrada através de um modelo, apresentado por Romer (2006), que incorpora o fator terra à função de produção³. Tem-se a seguinte função de produção (com três fatores de produção):

$$Y_{(t)} = K_{(t)}^{\alpha} T_{(t)}^{\gamma} [A_{(t)} L_{(t)}]^{1-\alpha-\gamma}, \quad (1)$$

$$\alpha > 0, \gamma > 0, (\alpha + \gamma) < 1$$

Na expressão (1), capital (K), mão de obra (L) e conhecimento (A) seguem as seguintes dinâmicas: $\Delta K_{(t)} = sY_{(t)} - \delta K_{(t)}$; $\Delta L_{(t)} = nL_{(t)}$; e, $\Delta A_{(t)} = gA_{(t)}$. Ademais, o fator terra (T) possui dotação fixa e não pode ser reproduzido, de maneira que $\Delta T_{(t)} = 0$. A partir desses parâmetros, Romer (2006) demonstra que uma economia com tais características, cuja função de produção é determinada pela expressão (1), caminha para o seu estado estacionário. Para tanto, a estratégia adotada

³ Na versão original apresentada por Romer (2006), a função de produção também contém uma variável específica para a dotação de outros recursos naturais exauríveis (R).

pelo autor consiste em verificar se tal economia possui um caminho de crescimento equilibrado⁴, inferindo sobre as taxas de crescimento das variáveis econômicas ao longo desse caminho. Segundo Romer (2006), ademais, a condição necessária para o caminho de crescimento equilibrado é que o capital (K) e o produto (Y) cresçam à mesma taxa.

No modelo original proposto por Romer (2006), a terra (T) constitui um fator de produção com dotação fixa, de maneira que a sua taxa de crescimento é nula. Contudo, a depender da região e do estágio de desenvolvimento da economia, a abertura de novas áreas e o aproveitamento de pastagens naturais (ou de terras levemente degradadas) pode resultar em aumento na oferta desse fator produtivo. Assim, a violação da hipótese original (de terra com dotação fixa) torna o modelo mais realista, ampliando a sua aderência em relação às condições de economias que ainda possuem regiões de fronteira agrícola⁵. Relaxando a hipótese supracitada, tem-se que:

$$\Delta T_{(t)} = cT_{(t)} \quad (2)$$

Resta, contudo, verificar se uma economia com tais características pode alcançar, em algum momento, o caminho de crescimento equilibrado. Para tanto, conforme visto, deve-se considerar a hipótese de que o capital (K) e o produto (Y) cresçam à mesma taxa. A equação de variação do capital ($\Delta K_{(t)} = sY_{(t)} - \delta K_{(t)}$) implica que a taxa de crescimento do capital será dada por:

$$\frac{\Delta K_{(t)}}{K_{(t)}} = s \frac{Y_{(t)}}{K_{(t)}} - \delta \quad (3)$$

Assim, para que a taxa de crescimento do capital seja constante, a relação entre capital e produto (K/Y) também deve ser constante. Isso significa que essas variáveis devem apresentar a mesma taxa de crescimento. Para verificar quando isso ocorre, Romer (2006) toma o logaritmo natural de ambos os lados da função de produção (1), obtendo:

$$\ln Y_{(t)} = \alpha \ln K_{(t)} + \gamma \ln T_{(t)} + (1 - \alpha - \gamma)[\ln A_{(t)} + \ln L_{(t)}] \quad (4)$$

Diferenciando ambos os lados da expressão (4) em relação ao tempo, obtêm-se:

$$g_Y = \alpha g_K + \gamma g_T + (1 - \alpha - \gamma)[g_A + g_L] \quad (5)$$

Sendo que g_Y = taxa de crescimento do produto, g_K = taxa de crescimento do estoque de capital; g_T = taxa de crescimento do fator terra; g_A = taxa de crescimento do conhecimento; e g_L = taxa de crescimento da mão de obra.

As taxas de crescimento do fator terra (T), do conhecimento (A) e da mão de obra (L) são c , g e n , respectivamente. Assim, a expressão (5) pode ser simplificada para:

$$g_Y = \alpha g_K + \gamma c + (1 - \alpha - \gamma)(n + g) \quad (6)$$

Na sequência, considera-se a hipótese de que as taxas de crescimento do produto (g_Y) e do capital (g_K) são iguais. Resolvendo para g_Y , obtém-se a seguinte expressão:

$$g_Y^{cce} = \frac{(1 - \alpha - \gamma)(n + g) + \gamma c}{1 - \alpha} \quad (7)$$

Sendo que g_Y^{cce} corresponde à taxa de crescimento do produto (Y) no caminho de crescimento equilibrado.

A partir desse ponto, é possível demonstrar que a economia em análise converge, de fato, para o caminho de crescimento equilibrado. Para tanto, considera-se a hipótese de que a taxa de crescimento do capital (g_K) esteja acima do valor referente ao caminho de crescimento equilibrado. Nesse caso, a expressão (6) permite verificar que g_Y também estará acima do seu valor de estado estacionário, embora o produto (Y) cresça menos que o estoque de capital (K)⁶. Consequentemente, a relação entre o produto e o capital (Y/K) sofrerá decréscimo, levando à redução da taxa de crescimento do capital (g_K), conforme indicado na expressão (3). Com esse raciocínio, que está de

⁴ Quando a economia atinge o estado estacionário, cada variável cresce a uma taxa constante. Por esse motivo, diz-se que as variáveis seguem o “caminho do crescimento equilibrado” (ROMER, 2006).

⁵ Os autores agradecem ao revisor anônimo pelas considerações quanto à possibilidade de conversão de terras incultas (ou levemente degradadas) para uso agrícola em determinadas regiões.

⁶ *Ceteris paribus*, o produto (Y) cresce menos que o estoque de capital (K) pelo fato de que $\alpha < 1$.

acordo com as etapas apresentadas por Romer (2006), pode-se concluir que tal economia converge para o seu caminho de crescimento equilibrado e, ao alcançá-lo, nele permanecerá.

A depender da oferta de terra, a economia pode ter uma taxa de crescimento do produto (g_Y) maior, menor ou igual àquela observada no modelo de Solow (1957)⁷. Não obstante, as principais conclusões do modelo de Solow (1957) aplicam-se, também, ao modelo desenvolvido por Romer (2006). Como o produto marginal do capital ($PMgK$) é decrescente, haverá estímulo à transferência de capital das regiões ricas para as pobres. Consequentemente, o estoque de capital dessas últimas regiões crescerá mais rapidamente, induzindo à convergência de renda *per capita* entre as regiões.

A incorporação do fator terra à função de produção (expressão 1) e a subsequente dedução de uma fórmula para a taxa de crescimento do produto no caminho de crescimento equilibrado (g_Y^{cce}) são etapas importantes, que levam a algumas conclusões sobre a convergência da renda *per capita*. Com efeito, o modelo empregado por Barro e Sala-i-Martin (1995) permite que se avalie a hipótese de convergência da renda *per capita*, e não de outras variáveis como a remuneração do capital e do trabalho, por exemplo. No caso desse artigo, contudo, avalia-se a possibilidade de convergência do preço da terra agrícola. Como são variáveis distintas (renda *per capita* e preço da terra agrícola), não se pode simplesmente assumir que ambas tenham o mesmo comportamento de convergência, e nem mesmo inferir previamente sobre os fatores subjacentes a essa suposta convergência no caso do preço da terra agrícola. Em primeiro lugar, deve-se verificar se existem razões suficientes para acreditar que os preços de terras mais baratas – que se encontram em regiões menos desenvolvidas – cresçam de forma mais rápida, convergindo para os preços de terras relativamente caras. A resposta a essa questão, bem como às possíveis dúvidas sobre o processo de convergência do preço da terra agrícola, exigiram o desenvolvimento das expressões (8) a (18), que não constam em Romer (2006) e constituem uma contribuição original deste artigo.

A expressão (8) – que é a derivada da expressão (1) em relação a T – permite verificar que a transferência de capital atuará no sentido de elevar o produto marginal da terra ($PMgT$) em regiões com menor disponibilidade de capital. Consequentemente, as regiões menos favorecidas apresentarão tendência de maior crescimento do rendimento da terra.

$$PMgT = \gamma K_{(t)}^\alpha T_{(t)}^{\gamma-1} [A_{(t)} L_{(t)}]^{1-\alpha-\gamma} \quad (8)$$

Naturalmente, a transferência de mão de obra efetiva ($A_t L_t$) também pode desempenhar papel relevante, acelerando o processo de convergência do rendimento da terra entre regiões de um mesmo país. Conforme salientado anteriormente, o rendimento da terra constitui um dos principais determinantes para o seu preço, de maneira que a expressão (8) pode ser utilizada em uma fórmula geral para o preço real da terra:

$$p_{(t)} = \frac{PMgT_{(t)}}{r_{(t)}} [1 + \tau_t] \quad (9)$$

Sendo que:

$$\frac{\partial \tau}{\partial K} > 0 \quad (10)$$

Na expressão (9), r corresponde à taxa de juros real, sendo utilizada para calcular o valor presente do rendimento da terra; τ , por outro lado, é uma variável específica para a expectativa de evolução patrimonial, representando as previsões de valorização (ou de desvalorização) da terra no momento de sua aquisição.

De acordo com Reydon (1992), o preço da terra é determinado não somente pelos rendimentos que a mesma proporciona, como também pelas expectativas de ganhos a serem auferidos com a sua revenda. A incorporação dessas expectativas explica porque, em muitas regiões, o preço da terra supera o valor presente de seus rendimentos.

Conforme indicado na expressão (10), espera-se que a variação do estoque de capital (ΔK) tenha impacto positivo sobre a expectativa de evolução do preço da terra. Fazendo $\theta_t = 1 + \tau_t$, e

⁷ No modelo de Solow (1957), em que o capital (K) e a mão de obra efetiva ($L \times A$) constituem os únicos fatores produtivos, o crescimento do produto de estado estacionário é determinado pela taxa de crescimento da população e pela taxa de progresso tecnológico ($n + g$). Se a taxa de crescimento da terra for nula ($c = 0$), como no modelo original de Romer (2006), a taxa de crescimento do produto (g_Y^{cce}) certamente será menor do que ($n + g$), pois $\left[\frac{(1-\alpha-\gamma)}{(1-\alpha)} \right] < 1$, dado que $\gamma > 0$ (ver equação 7).

considerando que $PMgT_t = \gamma \frac{Y_{(t)}}{T_{(t)}}$, a expressão referente ao preço real da terra pode ser reescrita como sendo:

$$p_{(t)} = \gamma \frac{Y_{(t)}}{T_{(t)}r_{(t)}} \theta_t \quad (11)$$

Tomando o logaritmo natural de ambos os lados da expressão (11), tem-se que:

$$\ln p_{(t)} = \ln \gamma + \ln Y_{(t)} - \ln T_{(t)} - \ln r_{(t)} + \ln \theta_{(t)} \quad (12)$$

Diferenciando a equação (12) em relação ao tempo, obtêm-se a relação entre as taxas de crescimento das variáveis, ou seja:

$$g_p = g_\gamma + g_Y - g_T - g_r + g_\theta \quad (13)$$

Sendo que g_p = taxa de crescimento do preço da terra; g_γ = taxa de crescimento do parâmetro γ ; g_Y = taxa de crescimento do produto; g_T = taxa de crescimento do fator terra; g_r = taxa de crescimento da taxa de juros real; e g_θ = taxa de crescimento do parâmetro θ . Como o coeficiente γ é constante, e considerando que $g_T = c$, a expressão (13) pode ser reescrita como sendo:

$$g_p = g_Y - c - g_r + g_\theta \quad (14)$$

Por fim, é possível substituir a expressão (6), referente à taxa de crescimento do produto, na expressão (14) para obter a taxa de crescimento do preço real da terra, tal que:

$$g_p = \alpha g_K + \gamma c + (1 - \alpha - \gamma)(n + g) - c - g_r + g_\theta \quad (15)$$

$$g_p = \alpha g_K + (1 - \alpha - \gamma)(n + g) - (1 - \gamma)c - g_r + g_\theta \quad (16)$$

Essa última expressão permite entender, claramente, a evolução diferenciada do preço da terra em regiões com maior e menor disponibilidade de capital. De acordo com o modelo de Solow (1957), sabe-se que o estoque de capital de uma região pobre (A) cresce mais rapidamente que o de uma região rica (B). Assim, verifica-se que $g_K^A > g_K^B$. Como a expectativa de valorização do patrimônio (θ_t) depende da taxa de crescimento do capital, é possível afirmar que $g_\theta^A > g_\theta^B$, o que significa que, nas regiões menos favorecidas, as expectativas de valorização da terra também crescerão de forma mais acentuada. Ao mesmo tempo, é razoável supor que o crescimento econômico, deflagrado pelo aumento do capital, atuará no sentido de atrair pessoas e novos conhecimentos às regiões mais pobres, elevando as taxas de crescimento da mão de obra (n) e do progresso tecnológico (g). O fenômeno acima ilustrado é mais plausível de ocorrer em regiões de um país com a mesma estrutura político-institucional, sem restrições de transferência de capital, de mão de obra e de conhecimento entre regiões, como o Brasil.

Por fim, a análise da expressão (16) também pode lançar alguma luz sobre o papel da oferta de terra agrícola (c) nas regiões ditas pobres. Supondo que a região pobre (A) seja de fronteira agrícola, pode-se inferir que a oferta de terra agrícola – seja mediante incorporação de novas áreas (desmatamento) ou conversão produtiva de áreas levemente degradadas – atuará no sentido de reduzir o seu preço, contrapondo-se aos efeitos altistas causados pela transferência de fatores (capital e mão de obra), bem como de tecnologia entre as regiões. Não obstante, esse efeito será limitado aos primeiros estágios de desenvolvimento econômico; com a redução na disponibilidade de terras incultas (que não sejam áreas legalmente protegidas, por exemplo) e/ou de terras degradadas susceptíveis à exploração agropecuária, a taxa de crescimento da terra agrícola (c) apresentará comportamento declinante. Em outras palavras, pode-se afirmar que o custo de conversão produtiva será crescente, impondo limites ao aproveitamento de áreas degradadas. Verifica-se, portanto, que a convergência do preço da terra agrícola não ocorre de forma “automática”, somente mediante transferência de capital e de mão de obra efetiva (como acontece, por exemplo, no caso de convergência da renda *per capita*). Nesse caso, a convergência também depende da disponibilidade de terras passíveis de uso agrícola em cada região.

Feitas as devidas ressalvas quanto ao fator terra, a análise pormenorizada da expressão (16) revela que a hipótese de convergência do preço da terra entre diferentes regiões de um mesmo país, nas quais possa haver a livre mobilidade de trabalho e de capital, está de acordo com os pressupostos do modelo neoclássico de crescimento econômico. O Brasil oferece exemplos desse processo de

transferência de fatores produtivos (trabalho e capital) entre suas regiões e subsequente valorização do preço da terra de regiões menos desenvolvidas, referendando a expressão (16). Foi o que ocorreu entre as décadas de 1970 e 1980, com a expansão da produção agropecuária nas regiões Centro-Oeste e Norte, e é o que vêm ocorrendo, desde o final da década de 1990, na região denominada MATOPIBA, que abrange o bioma do Cerrado nos estados de Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia.

No Centro-Oeste, por exemplo, a elevação do produto marginal da terra (PMgT), com a consequente valorização de seu preço, foi acompanhada de pesquisas visando a introdução de variedades de soja adaptadas às condições edafoclimáticas do Cerrado (BONELLI, 1998). Esse fato não deixa dúvidas quanto ao papel desempenhado pelo progresso tecnológico. Simultaneamente, observou-se a transferência de capital e de pessoas, que já detinham experiência na atividade, de outras regiões do Brasil, notadamente do Sul, para o Centro-Oeste (ZANIN; BACHA, 2017).

Mas por que os “sulinos”, que desempenharam um papel tão importante na expansão da produção de soja para o Cerrado, teriam realizado investimentos nessa região? Além de políticas públicas (como abertura de estradas, por exemplo), deve-se considerar o fato de que o produto marginal do capital (PMgK), na região Sul do país, era significativamente menor do que aquele observado na fronteira agrícola. Ao investirem seus recursos na região do Cerrado, na qual a disponibilidade de capital era relativamente baixa, estes produtores lograram maiores retornos.

Na exposição realizada até o momento, demonstrou-se não somente a possibilidade teórica da existência de convergência no preço de cada hectare da terra entre as regiões de um mesmo país (como o Brasil), como também os fatores subjacentes para que esse processo ocorra, quais sejam, a transferência de capital e de mão de obra entre as regiões, além do progresso tecnológico permitindo a ocupação de novas regiões. Resta, no entanto, uma dúvida. Uma vez encerrado o processo de convergência, quando o preço da terra atingir o seu estado estacionário, qual será a taxa de crescimento do preço da terra? Para determiná-la, deve-se lançar mão da expressão (14), referente à taxa de crescimento do preço da terra, e substituir g_Y por g_Y^{cce} . No caminho de crescimento equilibrado, conforme visto, a taxa de crescimento do produto (g_Y^{cce}) é determinada pela expressão (7). Substituindo a expressão (7) na equação (14), obtém-se a seguinte expressão:

$$g_p^{cce} = \frac{(1-\alpha-\gamma)(n+g)+\gamma c}{1-\alpha} - c - g_r + g_\theta \quad (17)$$

$$g_p^{cce} = \frac{(1-\alpha-\gamma)(n+g)}{1-\alpha} - \left(1 - \frac{\gamma}{1-\alpha}\right)c - g_r + g_\theta$$

$$g_p^{cce} = \frac{(1-\alpha-\gamma)(n+g-c)}{1-\alpha} - g_r + g_\theta \quad (18)$$

Sendo que g_p^{cce} corresponde à taxa de crescimento do preço da terra no caminho de crescimento equilibrado. Como θ depende da taxa de crescimento de capital, e considerando que $g_k^{cce} = g_Y^{cce}$, infere-se que a taxa de crescimento do preço da terra, no estado estacionário, dependerá fundamentalmente da oferta de terra agrícola, da dinâmica da taxa de juros e das taxas de crescimento da mão de obra (n) e do progresso tecnológico (g).

Ao atingir o seu nível de estado estacionário, o preço da terra cresce a taxa g_p^{cce} . Sob a hipótese de taxa de crescimento da terra (c) e taxa de juros real (r) constantes, a expressão (14) permite inferir que se o preço da terra (p) estiver acima do nível de preço do estado estacionário (p^*), então as taxas de crescimento do produto (g_Y) e do capital (g_K) também estarão acima dos seus respectivos níveis de estado estacionário. Nesse caso, as expressões (3) e (6) permitem verificar que haverá redução na taxa de crescimento do capital (g_K), com a consequente redução das taxas de crescimento do produto (g_Y) e do preço da terra (g_p). Essa lógica é demonstrada através da seguinte expressão⁸:

$$g_p = g_p^{cce} + \Phi(\log p - \log p^*) \quad (19)$$

Na expressão (19), o parâmetro p corresponde ao preço de cada hectare da terra em determinado momento, enquanto p^* constitui o preço de cada hectare da terra em nível de estado estacionário. Assim, $(\log p - \log p^*)$ mede a distância, em termos de preço real do hectare da terra, que separa uma região de seu estado estacionário. Além disso, o parâmetro Φ é negativo e corresponde à velocidade de convergência para o nível de estado estacionário. Assim:

⁸ A partir da expressão (19), são utilizadas as fórmulas apresentadas por Valdés (1999).

i) Se $(\log p - \log p^*) = 0$, a região já se encontra em seu estado estacionário e, portanto, o preço real do hectare de terra crescerá à taxa g_p^{cce} .

ii) Se $(\log p - \log p^*) > 0$, o preço real do hectare de terra estará acima do seu nível de estado estacionário e, portanto, crescerá a uma taxa menor que g_p^{cce} , ou seja, $g_p < g_p^{cce}$.

iii) Se $(\log p - \log p^*) < 0$, o preço real do hectare de terra estará abaixo do seu nível de estado estacionário e, portanto, crescerá a uma taxa maior que g_p^{cce} , ou seja, $g_p > g_p^{cce}$.

Para passar a expressão (19) do tempo contínuo para o tempo discreto, é possível utilizar a seguinte aproximação:

$$g_p = \frac{d \log p}{dt} = \log p_{(t+1)} - \log p_{(t)}$$

Assim, a expressão (21) pode ser reescrita como sendo:

$$\begin{aligned} \log p_{(t+1)} - \log p_{(t)} &= g_p^{cce} + \Phi(\log p_{(t)} - \log p_{(t)}^*) \\ \log p_{(t+1)} &= g_p^{cce} + \Phi(\log p_{(t)} - \log p_{(t)}^*) + \log p_{(t)} \\ \log p_{(t+1)} &= g_p^{cce} - \Phi \log p_{(t)}^* + (1 + \Phi) \log p_{(t)} \end{aligned} \quad (20)$$

A expressão (20) é uma equação de diferenças de 1ª ordem no $\log p_{(t)}$. Através de uma série de deduções matemáticas, demonstradas por Valdés (1999), esta expressão pode ser reescrita como:

$$\log p_{(T)} = g_p^{cce} T + (1 - e^{\Phi T}) \log p_{(0)}^* + e^{\Phi T} \log p_{(0)}$$

Subtraindo $\log p_{(0)}$ de ambos os lados:

$$\begin{aligned} \log p_{(T)} - \log p_{(0)} &= g_p^{cce} T + (1 - e^{\Phi T}) \log p_{(0)}^* + e^{\Phi T} \log p_{(0)} - \log p_{(0)} \\ \log \frac{p_{(T)}}{p_{(0)}} &= g_p^{cce} T + (1 - e^{\Phi T}) \log p_{(0)}^* + (e^{\Phi T} - 1) \log p_{(0)} \end{aligned} \quad (21)$$

Dividindo a equação (21) em ambos os lados pelo tempo (T), obtém-se uma expressão para a taxa média anual de crescimento do preço da terra, dada por:

$$\frac{1}{T} \log \frac{p_{(T)}}{p_{(0)}} = g_p^{cce} + \frac{(1 - e^{\Phi T})}{T} \log p_{(0)}^* + \frac{(e^{\Phi T} - 1)}{T} \log p_{(0)} \quad (22)$$

Após a incorporação de um termo de erro aleatório ($\varepsilon_{0,T}$), a expressão (22) pode ser simplificada para:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{p_T}{p_0} \right) = \alpha + \beta \log p_{(0)} + \varepsilon_{0,t} \quad (23)$$

Sendo que:

$$\alpha = g_p^{cce} + \frac{(1 - e^{\Phi T})}{T} \log p_{(0)}^* \quad (24)$$

$$\beta = \frac{(e^{\Phi T} - 1)}{T} \quad (25)$$

A expressão (23), também conhecida como “Barro Regressão”, estabelece uma relação entre a taxa de crescimento do preço da terra (entre os períodos 0 e T), e o logaritmo do preço da terra no período inicial (0). Nesse caso, a existência de uma relação negativa ($\beta < 0$) indica a existência de convergência absoluta entre os preços de terras. Dessa forma, quanto menor for o preço do hectare da terra em determinada região, maior será a sua taxa de crescimento, havendo tendência de convergência entre os preços do hectare de terras vigentes em diferentes regiões.

A partir do parâmetro β , é possível calcular o valor de Φ , que indica a velocidade com a qual determinada variável (nesse caso, o preço do hectare da terra) converge para o seu nível de estado estacionário, conforme indicado na exposição acima. Se $\Phi = -0,05$, por exemplo, isso significa que a diferença entre o preço do hectare da terra no momento inicial (P_t) e o seu valor máximo (P_*) sofrerá, a cada ano, redução de 5% (VALDÉS, 1999).

Conforme visto anteriormente, a convergência- β absoluta tem, como pressuposto, que todas as regiões convergem para o mesmo estado estacionário. Não obstante, o modelo desenvolvido por

Solow (1957) levanta indícios de que as regiões devem convergir para os seus próprios estados estacionários, que dependem de fatores econômicos e culturais. Por esse motivo, autores como Barro e Sala-i-Martin (1995), Lusigi e Thirtle (1998), Gutierrez (2000) e Ferreira e Ellery Junior (1996), por exemplo, consideram a hipótese de convergência- β condicional. Para testar a hipótese de convergência- β condicional, a expressão (23) pode ser ampliada de modo a incorporar outras variáveis explicativas (X_i), obtendo-se:

$$\frac{1}{T} \log \left(\frac{p_T}{p_0} \right) = \alpha + \beta_1 \log p_{(0)} + X_i \beta_{1+j} + \varepsilon_{0,t} \quad (26)$$

Uma questão relevante, a ser explorada tanto neste artigo como em futuros trabalhos empíricos, diz respeito ao tipo de convergência- β (absoluta ou condicional) que seria mais adequado ao preço da terra agrícola. Em primeiro lugar, chama-se a atenção para o fato de que a capacidade produtiva da terra depende de variáveis de primeira natureza como clima, relevo, incidência solar e precipitação pluviométrica, por exemplo. Assim, o nível de renda da terra agrícola (e o seu preço) pode variar de acordo com as características edafoclimáticas das regiões. Ademais, deve-se considerar que a renda líquida da terra agrícola também depende do custo unitário de transporte (por quilômetro), bem como das distâncias em relação às cidades ou centros consumidores. *Ceteris paribus*, as terras agrícolas de regiões próximas às cidades terão maior renda líquida e, conseqüentemente, maior preço do que aquelas de regiões relativamente distantes. Diferenças em termos de localização implicam terras agrícolas com diferentes níveis de preço, mesmo em situação de equilíbrio (no caminho de crescimento equilibrado) e ainda que as referidas terras tenham o mesmo potencial produtivo. Em função dos fatores supracitados, é mais prudente esperar que a convergência do preço da terra agrícola seja condicional, e não absoluta.

Por fim, a convergência- σ indica uma tendência de redução na variabilidade de determinada variável. O procedimento para inferir sobre a existência (ou não) de convergência- σ consiste em calcular o desvio padrão do logaritmo do preço do hectare de terra, entre os estados e/ou de regiões, acompanhando a sua evolução ao longo do tempo. Entretanto, é importante observar que a simples análise do gráfico de dispersão, apesar de recomendável, pode não ser precisa quanto à existência (ou não) de uma tendência de redução na dispersão do logaritmo do preço da terra. Por esse motivo, McCunn e Huffman (2000) sugerem a aplicação de um teste para a hipótese de convergência- σ , através da estimativa da seguinte equação:

$$Var(\log p_t) = \Psi_1 + \Psi_2 t + \varepsilon_t \quad (27)$$

Em que $Var(\log p_t)$ corresponde à variância do preço da terra, Ψ_1 é a constante, Ψ_2 constitui o parâmetro de convergência- σ e t é o tempo. Se o parâmetro Ψ_2 é negativo ($\Psi_2 < 0$) e estatisticamente significativo, não se pode rejeitar a hipótese de que a variância do logaritmo do preço da terra, entre estados e microrregiões considerados, está caindo com o passar do tempo. Tem-se, portanto, evidência estatística da ocorrência da convergência- σ . Por fim, deve-se destacar que há relação entre os conceitos de convergência- β absoluta e de convergência- σ . Conforme demonstrado por Barro e Sala-i-Martin (1995), a convergência- β absoluta é condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- σ .

3.2. Dependência espacial

Conforme visto na seção anterior, a convergência do preço da terra depende de fatores como transferência de capital e de mão de obra entre as regiões, além da disseminação de conhecimentos sobre novas tecnologias e técnicas de produção. Um aspecto importante, frequentemente ignorado nos estudos empíricos sobre convergência, diz respeito à dependência espacial entre variáveis independentes, dependentes e/ou resíduos da regressão. Tudo o mais constante, a velocidade de convergência do preço da terra entre regiões distantes, ou cuja interação seja dificultada por restrições de acesso, será mais lenta do que aquela observada entre regiões que possuem proximidade geográfica. Isso ocorre pelo fato de que as distâncias, ou quaisquer outros tipos de barreiras, dificultam a mobilidade de capitais e de pessoas entre as regiões, bem como a difusão do progresso tecnológico. No caso do preço da terra, também deve-se levar em conta fatores locais como clima, relevo e tipo de solo, que determinam o potencial de produção agropecuária e, conseqüentemente, o preço da terra em diferentes regiões. Por todos esses motivos, o ideal é que a dependência através do espaço seja devidamente controlada, através de procedimentos e de modelos estatísticos e econométricos

específicos para essa finalidade. Caso contrário, corre-se o risco de que o parâmetro β da equação (23), ou o β_1 de convergência, da equação (26), bem como os coeficientes das demais variáveis explicativas (no caso de convergência condicional) sejam viesados e inconsistentes.

Naturalmente, é possível que o fenômeno em estudo – e podendo ser estimado pela equação (23) ou pela equação (26) – não seja caracterizado pela dependência espacial, de maneira que os parâmetros estimados através de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO serão consistentes e não viesados. Entretanto, levando-se em conta a natureza do processo de convergência – que decorre de interações entre regiões com diferentes graus de desenvolvimento – a dependência através do espaço é uma hipótese que deve ser considerada e devidamente testada de antemão.

A primeira etapa da análise estatística, necessária para a realização do teste de dependência espacial entre as variáveis (em especial, o preço do hectare da terra, no caso deste trabalho), consiste em definir uma ou mais matrizes de pesos espaciais, que representam o tipo de relação ou conexão entre as regiões que compõem a análise. Conforme indicado por Almeida (2012), o peso espacial (w_{ij}) denota a intensidade da dependência (ou correlação) espacial entre as regiões i e j , por exemplo. Desse modo, a matriz de pesos espaciais (W) será uma matriz quadrada, de dimensão $n \times n$ (sendo que n é o número de regiões), indicando o grau de vizinhança de uma região em relação a todas as outras.

Existem diferentes matrizes de pesos espaciais, sendo que as mais comuns são as matrizes de pesos binários e as matrizes de distância inversa. No caso da matriz de pesos binários, os pesos espaciais (1 ou 0) são atribuídos de acordo com algum critério de contiguidade física, necessário para que as regiões sejam consideradas como vizinhas. Segundo Almeida (2012), as principais matrizes de pesos binários são as do tipo rainha (*queen*), torre (*rook*) e bispo (*bishop*). A matriz do tipo “rainha” é aquela em que as regiões são consideradas como vizinhas caso haja qualquer tipo de contiguidade física, seja através de fronteiras (com extensão diferente de zero) ou de vértices. No caso da matriz do tipo “torre”, por outro lado, a vizinhança é atribuída somente às regiões que possuem fronteira física diferente de zero. Por fim, a matriz do tipo “bispo” é aquela em que se considera somente o critério de contiguidade nos vértices.

No que diz respeito ao uso de matrizes binárias, frequentemente é utilizada a estratégia de “normalização”, que consiste em fazer com que a soma dos pesos, em cada linha da matriz, seja equivalente à unidade. Conforme indicado por Almeida (2012), a normalização da matriz faz com que o peso espacial (w_{ij}) tenha uma interpretação muito simples, passando a indicar a porcentagem da influência que uma região exerce sobre a outra.

Outra matriz de ponderação, frequentemente empregada em estudos empíricos, corresponde à matriz de distância inversa. Nesse tipo de matriz, os pesos espaciais (w_{ij}) são definidos de acordo com o critério de distância geográfica. Assim, quanto maior for a distância entre duas regiões i e j , por exemplo, menor será o peso ou a importância atribuída ao respectivo elemento (w_{ij}) da matriz, indicando baixo grau de interação através do espaço. Formalmente, o peso w_{ij} é determinado através da seguinte expressão:

$$w_{ij} = d_{ij}^{-b} \quad (28)$$

Em que d_{ij} corresponde à distância entre as regiões i e j , e b é um parâmetro de amortecimento. Pela expressão (28), observa-se que quanto maior for o parâmetro b , menor será a força de interação entre as regiões. Entre os problemas inerentes ao critério de distância inversa, Almeida (2012) destaca o fato de que o parâmetro b é determinado de forma arbitrária, sendo calibrado como $b = 1$ ou $b = 2$ na expressão (28). Nesse artigo, considerou-se que $b = 1$.

Além das matrizes supracitadas, é possível trabalhar com diferentes bandas de distâncias, estipulando um limite a partir do qual as regiões deixam de ser consideradas como vizinhas. Em uma matriz de distância inversa com corte de 100 km, por exemplo, o critério de distância geográfica (dado pela expressão 28) será utilizado até o limite de 100 km. Para todas as regiões que se encontram além dessa distância, será atribuído o valor zero ao respectivo elemento da matriz W .

Após a definição de uma matriz de pesos espaciais, que seja representativa do grau de conexão entre as regiões, a hipótese de dependência espacial pode ser testada através do teste I do Moran, que é calculado pela seguinte fórmula:

$$I = \frac{n}{S_0} \left(\frac{e' W e}{e' e} \right) \quad (29)$$

Em que n corresponde ao número de regiões, S_0 equivale à soma dos pesos espaciais ($\sum_i \sum_j w_{ij}$), e $e = y - X\hat{\beta}$ constitui o vetor de resíduos da regressão. De acordo com Almeida (2012), o procedimento visando à detecção de dependência espacial consiste em estimar o modelo por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO e, posteriormente, empregar os resíduos da regressão no teste supracitado (equação 29). A hipótese nula do teste é de que os resíduos se distribuem de forma aleatória, não havendo autocorrelação espacial entre os resíduos. Portanto, a rejeição da hipótese nula indica a existência de algum tipo de dependência espacial nos resíduos da regressão.

A matriz de pesos espaciais é utilizada não somente para realizar o teste I de Moran, como também para controlar os efeitos de dependência em caso de autocorrelação espacial nos resíduos. Nesse caso, a matriz é utilizada como um operador de defasagem espacial, sendo multiplicada pelo vetor de uma ou mais variáveis que possuem dependência através do espaço. Naturalmente, é possível que surjam dúvidas em relação à escolha da matriz de pesos espaciais. Conforme indicado por Almeida (2012), a escolha de uma matriz inadequada – que capte pouca autocorrelação espacial – pode ser uma fonte de má especificação do modelo, levando à obtenção de estimadores viesados e inconsistentes. Para evitar que isso aconteça, deve-se testar a hipótese de dependência para um conjunto de matrizes, selecionando aquela que estiver associada ao maior valor do teste I de Moran.

De acordo com Almeida (2012), a dependência espacial pode decorrer da correlação entre as variáveis explicadas (y_i) de diferentes regiões. Nessa hipótese, a dependência espacial pode ser controlada por meio de defasagem espacial na variável dependente (Wy_i). Além disso, é possível que a dependência espacial esteja associada ao efeito de transbordamento (*spillover effect*) das variáveis explicativas (X_i). Em síntese, esse efeito ocorre quando a influência das variáveis explicativas (X_i) ultrapassa os limites de sua região, impactando os resultados (ou variáveis dependentes) de regiões vizinhas. Nesse caso, o viés deve ser corrigido através de defasagem espacial nas variáveis independentes (WX_i). Por fim, não se pode descartar a influência de fatores não observados. Isso ocorre quando uma variável relevante, porém não mensurável, afeta não somente a variável dependente (y_i) da própria região, como também as variáveis dependentes das regiões vizinhas. Nesse último caso, a dependência espacial pode ser controlada por meio de defasagem espacial do termo de erro. As expressões (30) e (31) constituem um modelo geral, que incorpora todas as formas de dependência espacial:

$$y_i = \rho Wy_i + X_i\beta + WX_i\tau + \xi_i \quad (30)$$

$$\xi_i = \lambda W\zeta_i + \varepsilon_i \quad (31)$$

A partir das expressões (30) e (31), e mediante a imposição de restrições sobre os parâmetros das variáveis defasadas espacialmente, é possível obter diferentes modelos espaciais, conforme indicado no Quadro 1.

Entre os procedimentos disponíveis para a escolha do modelo espacial, o mais indicado consiste em estimar todos os modelos apresentados no Quadro 1, selecionando aquele que estiver associado ao menor Critério de Informação de Akaike (AIC).

No caso da análise de convergência- β , a eventual incorporação de variáveis espacialmente defasadas – com o objetivo de se controlar a dependência espacial – implica a estimativa de convergência- β condicional do preço da terra agrícola (equação 26). Em caso de rejeição da hipótese de dependência espacial, contudo, o parâmetro β estimado por MQO será consistente e não viesado, referendando a hipótese de convergência- β absoluta do preço da terra agrícola (equação 23).

Quadro 1 – Tipos de modelos espaciais

Modelos	Parâmetros		
	ρ	τ	λ
Autorregressivo espacial (SAR)	$\neq 0$	0	0
Erro autorregressivo espacial (SEM)	0	0	$\neq 0$
Defasagem com erro autorregressivo (SAC)	$\neq 0$	0	$\neq 0$
Durbin espacial (SDM)	$\neq 0$	$\neq 0$	0
Durbin espacial do erro (SDEM)	0	$\neq 0$	$\neq 0$

Fonte: Almeida (2012); Malassise, Parré e Fraga (2015).

3.3. Fontes de dados

Neste artigo, os dados divulgados pela Informa Economics – FNP foram utilizados para testar a hipótese de convergência (β e σ) do preço de cada hectare de terras nuas para lavouras e para pastagens, entre as regiões do Brasil, no período de 2003 a 2017. A FNP pesquisa os preços de terras agrícolas em 133 regiões que são definidas pela própria instituição, não havendo correspondência com a divisão territorial estipulada pelo IBGE (ver FNP (2017)).

Com a exceção das regiões metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro, que não são consideradas em função de sua baixa participação na produção agropecuária, a pesquisa da FNP cobre todo o território brasileiro. Em algumas regiões definidas pela FNP, contudo, não são pesquisados os preços de todas as categorias de terras. No caso de terras para lavouras, por exemplo, não há registro de preço para as microrregiões (definidas pela FNP) de Imperatriz/MA, São Luís/MA, Rendeção/PA, Ilhas/PA, Rio Branco/AC, Tarauacá/AC, Boca do Acre/AM e Caracará/RR. Assim, as análises de convergência (β e σ) dos preços de terras para lavouras foram realizadas com base em dados de 125 microrregiões. Quanto à escolha do tipo de terra, optou-se pelas terras para lavouras de maior produtividade. Na ausência desse tipo de terra, foram selecionados os preços de terras para lavouras com produtividade média ou baixa, nessa ordem de prioridade.

No caso de terras para pastagens, em virtude da indisponibilidade de informações, não foram consideradas as regiões do Perímetro Irrigado de São Francisco/PE, Oeste Potiguar/RN, Agreste Potiguar/RN, Médio e Baixo Jaguaribe/CE, Litoral Cearense/CE e Boa Vista/RR. Portanto, as análises de convergência dos preços de terras para pastagens foram realizadas com base nas informações de 127 microrregiões. Quanto à definição do tipo de terra para pastagem, optou-se pelas terras de maior rendimento animal em cada região da FNP. Quando havia, na mesma região, terras para pastagem com o mesmo rendimento animal, porém em municípios diferentes, considerou-se a média dos seus preços. Salienta-se que os preços de terras agrícolas foram indexados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da FGV, sendo inflacionados com base no ano de 2017.

4. RESULTADOS ECONOMETRICOS

4.1. Convergência- β

O Quadro 2 contém os valores do teste *I* de Moran usando os dados da FNP e as matrizes de distância inversa, rainha (*queen*), e de distância inversa com cortes de 600 km, 800 km e 1.000 km.

Para ambos os preços de terras (para lavouras e pastagens), os valores do *I* de Moran foram estatisticamente significativos, independentemente da matriz de pesos usada. Assim, a rejeição da hipótese nula de independência dos erros também constitui um indicativo de que os preços de terras agrícolas seguem um processo de convergência- β condicional, o que já era esperado em função das características do fator terra, conforme aludido anteriormente. Ademais, para ambas as categorias de preços de terras (para lavouras e para pastagens), a matriz rainha (*queen*) está associada ao maior valor da estatística *I* de Moran, sendo, portanto, a mais indicada para as operações de defasagem e consequente controle da autocorrelação espacial nos resíduos.

Quadro 2 – Teste I de Moran visando a escolha da matriz de pesos espaciais

Matriz de pesos espaciais	Preços de terras para Lavouras		Preços de terras para Pastagens	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,0152	0,0491	0,0390	0,0000
Queen	0,1421	0,0117	0,1450	0,0070
Distância inversa c/ corte de 600 Km	0,0917	0,0066	0,1257	0,0006
Distância inversa c/ corte de 800 Km	0,0533	0,0340	0,1234	0,0000
Distância inversa c/ corte de 1.000 Km	0,0373	0,0583	0,0913	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa

Após a definição das matrizes de ponderação, deve-se proceder à escolha de um modelo espacial visando o controle das relações de dependência das variáveis através do espaço. O Quadro 3 contém o Critério de Informação de Akaike (AIC) registrado para cada modelo espacial, segundo o tipo de terra (para lavouras ou para pastagens). Para os preços de terras para lavouras, os resultados evidenciam que o modelo SEM seria o mais adequado para controlar a autocorrelação espacial dos resíduos. Desse modo, pode-se inferir que o fenômeno de dependência espacial, no caso de preços de terras para lavouras, decorre, exclusivamente, do efeito de variáveis não controladas através do modelo. Para os preços de terras para pastagens, os resultados do Quadro 3 permitem observar que o modelo SDM possui o menor critério de informação, sendo o mais indicado para a estimação do parâmetro de convergência- β condicional. No caso de terras para pastagens, esse resultado indica que a dependência espacial decorre não somente do efeito de transbordamento da variável dependente (taxa de crescimento do preço da terra), como também do efeito de transbordamento da variável independente (logaritmo do preço da terra no período inicial) nas regiões que compõem a amostra.

Quadro 3 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando a escolha do modelo espacial

Modelo espacial	Preços de terras para Lavouras	Preços de terras para Pastagens
SAR	-518,5360	-494,5715
SEM	-520,9716	-502,1545
SAC	-520,5453	-515,2360
SDM	-517,7964	-519,6474
SDM	-519,7322	-517,9964

Fonte: Resultados da pesquisa

O Quadro 4 contém as estimativas de convergência- β para os preços de terras para lavouras e para pastagens entre os anos de 2003 e 2017 e usando informações em nível de regiões definidas pela FNP. Os resultados indicam que não é possível rejeitar a hipótese de convergência- β de preços de ambas as categorias de terras, seja usando MQO ou modelos de econometria espacial. Logo, conclui-se que os preços de terras mais baratas, que se encontravam nas regiões menos favorecidas do país, cresceram de forma mais rápida que os preços de terras mais caras durante o período de 2003 a 2017. Apesar da diferença em relação aos valores dos parâmetros, as estimativas obtidas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO levam às mesmas conclusões que aquelas propiciadas pelos modelos espaciais. Entretanto, os resultados demonstram a importância de se controlar a autocorrelação espacial nos resíduos, uma vez que as variáveis dependente e independente defasadas (no caso de terras para pastagens) e a defasagem do termo de erro (no caso de terras para lavouras) foram estatisticamente significantes (Quadro 4). Verifica-se, portanto, que a não consideração da dependência espacial pode gerar resultados viesados e inconsistentes, comprometendo – em alguns casos – as próprias conclusões acerca das relações de causa e efeito.

A partir do parâmetro β , associado ao logaritmo do preço da terra no ano de 2003, foi possível calcular a velocidade de convergência (Φ) para os preços do hectare de terra de ambos os tipos (para lavouras e para pastagens) e segundo os modelos considerados na análise. No caso de terras para lavouras, os resultados do modelo SEM levaram à obtenção de um parâmetro Φ de -0,0137, indicando que houve, no período de 2003 a 2017, redução de 1,37% ao ano na diferença entre o preço da terra para lavoura e o seu respectivo preço em nível de estado estacionário. No caso de terras para pastagens, o resultado do modelo SDM indicou velocidade de convergência (Φ) superior, de 4,28% ao ano (Quadro 4).

Quadro 4 – Estimativas de convergência- β , por tipo de terra, entre os anos de 2003 e 2017

Coef.	Variável	Preços de terras para Lavouras		Preços de terras para Pastagens	
		MQO	SEM	MQO	SDM
β	$\log(p2003)$	-0,0112***	-0,0125***	-0,0102**	-0,0322***
ρ	$W \log(p2017/p2003) / T$	-	-	-	0,3413***
τ	$W \log(p2003)$	-	-	-	0,0323***
λ	$W \xi_{sit}$	-	0,2728**	-	-
Φ	-	-0,0122	-0,0137	-0,0110	-0,0428
	Wald	25,94***	26,46***	11,60***	52,25***
	Jarque-Bera	13,2657***	19,1400***	7,0765**	6,3680**
	White	27,5614***	28,3750***	22,4608***	38,3032***
	Log Likelihood	261,9965	264,4858	249,3198	264,8237
	R^2	0,1718	0,1718	0,0837	0,2342
	Nº de observações	125	125	127	127

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. As estimativas foram realizadas pelo método de Quase Máxima Verossimilhança (QMV), que prescinde da hipótese de normalidade dos erros. Adicionalmente, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade.

Estes procedimentos foram adotados, inclusive, para os modelos sem controle espacial (identificados pela sigla de MQO).

4.2. Convergência- σ

O Quadro 5 apresenta as estimativas da convergência- σ para os preços de cada hectare de terras para lavouras e para pastagens entre os anos de 2003 e 2017. Em ambos os casos, não é possível rejeitar a hipótese de existência da convergência- σ , uma vez que o coeficiente Ψ_2 é negativo e estatisticamente significativo a 1%. Esse resultado indica que o período de 2003 a 2017 foi caracterizado, de modo geral, por uma tendência de redução na dispersão entre os preços de cada hectare de terra nua para lavouras e para pastagens entre as regiões brasileiras (tal como definidas pela FNP).

Quadro 5 – Estimativas de convergência- σ , por tipo de terra, entre os anos de 2003 e 2017

Parâmetros	Preços de terras para Lavouras	Preços de terras para Pastagens
Ψ_2	-0,0043***	-0,0017***
	(0,0006)	(0,0004)
Wald	44,39***	15,23***
Jarque-Bera	0,9356	2,0400
White	2,7415	4,0424
Durbin-Watson	1,4311	2,0428
Log Likelihood	47,8281	53,4273
R^2	0,7735	0,5394

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10. Erro padrão entre parênteses.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo contribui, teorica e empiricamente, com estudos sobre convergência do preço da terra entre regiões ao desenvolver, inicialmente, um modelo teórico para justificar o processo de convergência do preço da terra, derivando-se dele uma equação de β -convergência que foi estimada para analisar o comportamento dos preços do hectare de terra nua, entre regiões brasileiras, tomando os anos de 2003 a 2017. As estimativas fizeram uso de modelos de econometria espacial, de modo a

controlar os efeitos de interação das variáveis e dos fatores não observados (termos de erros) através do espaço.

Através do modelo teórico, desenvolvido na seção 3, observou-se que a possibilidade de ocorrência de convergência do preço do hectare da terra entre as regiões está de acordo com os pressupostos da teoria neoclássica de desenvolvimento econômico. Além disso, a dedução de uma fórmula para calcular a convergência- β condicional do preço da terra entre as regiões (equação (26)) revelou, entre outros aspectos, os fatores subjacentes ao processo de convergência, que correspondem à transferência de capital e de mão de obra, além do acesso à tecnologia moderna, entre as regiões. Desse modo, constatou-se que a ocorrência de convergência do preço do hectare da terra entre as regiões é factível, sendo amparada por uma teoria que já havia sido testada empiricamente, ainda que com outras variáveis (com destaque para a renda *per capita*). A partir de então, restava apenas testar econometricamente a ocorrência de convergência do preço da terra agrícola no Brasil, o que efetivamente foi feito na seção 4.

Os resultados econométricos não permitiram a rejeição de ocorrência de convergência- β condicional para os preços de ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens) entre as microregiões brasileiras no período de 2003 a 2017. De modo geral, os preços de terras mais baratas – que se encontravam em regiões menos desenvolvidas – cresceram de forma mais rápida, convergindo para os preços de terras relativamente caras das regiões mais desenvolvidas. Adicionalmente, os resultados indicaram que o período de 2003 a 2017 teria sido caracterizado por um processo de convergência- σ , ou seja, de redução na dispersão entre os preços de terras para lavouras e para pastagens.

Ao avaliar a hipótese de ocorrência de convergência do preço da terra agrícola entre regiões brasileiras (no período de 2003 a 2017), esse artigo traz importante contribuição à literatura sobre a dinâmica e funcionamento do mercado de terras. Não obstante, o tema ainda pode ser aprofundado por meio de outros estudos que busquem quantificar, por exemplo, a influência de fatores como transferência de capital, bem como de mão de obra e de tecnologia entre as regiões, sobre o referido processo de convergência do preço da terra agrícola.

BIBLIOGRAFIA

- Almeida, Eduardo (2012), *Econometria espacial aplicada*, Campinas, Editora Alínea
- Azzoni, Carlos Roberto (1997), “Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: análise a partir de séries históricas estaduais de PIB, 1939-1995”, *Estudos Econômicos*, São Paulo, Vol. 27, nº 4, pp. 341-393
- Barro, Robert Joseph; Sala-I-Martin, Xavier (1995). *Economic Growth*. New York, McGraw-Hill.
- Bonelli, Regis (1998), “O papel do estado na pesquisa agrícola no Brasil”, *Texto para Discussão do IPEA*, Rio de Janeiro, nº 576. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3852. Acesso em: 5 mar. 2018.
- Cançado, Raquel Pittella (1999), “Migrações e convergência no Brasil: 1960-91”, *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 53, nº 2, pp. 211-236
- Coelho, Rodrigo Lara Pinto; Figueiredo, Lizia de (2007), “Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros”, *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 61, nº 3, pp. 331-352
- Ferreira, Pedro Cavalcanti Gomes; Ellery Junior, Roberto de Goes (1996), “Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros”, *Revista de Econometria*, Vol. 16, nº 1, pp. 83-103
- Ferreira, Afonso Henrique Borges (1999), “Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário”, *Estudos Econômicos*, Vol. 20, nº 1, pp. 47-63
- Gezici, Ferhan; Hewings, Geoffrey (2004), “Regional convergence and the performance of peripheral areas in Turkey”, *Review of Urban and Regional Development Studies*, Vol. 16, nº 2, pp. 113-132
- Gutierrez, Luciano (2000), “Convergence in US and EU agriculture”, *European Review and Agricultural Economics*, Vol. 27, nº 2, pp. 187-206
- Informa Economics FNP (2002), “*Agrianual 2003: anuário da agricultura brasileira*”, São Paulo, IEG/FNP
- Informa Economics FNP (2003), “*Agrianual 2004: anuário da agricultura brasileira*”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2004), “Agrianual 2005: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2005), “Agrianual 2006: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2006), “Agrianual 2007: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2007), “Agrianual 2008: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2008), “Agrianual 2009: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2009), “Agrianual 2010: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2010), “Agrianual 2011: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2011), “Agrianual 2012: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2012), “Agrianual 2013: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2013), “Agrianual 2014: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2014), “Agrianual 2015: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2015), “Agrianual 2016: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2016), “Agrianual 2017: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Informa Economics FNP (2017), “Agrianual 2018: anuário da agricultura brasileira”, São Paulo: IEG/FNP

Johnson, Paul A.; Takeyama, Lisa N. (2001), “Initial conditions and economic growth in the US states”, *European Economic Review*, Vol. 45, pp. 919-927

Lusigi, Angela; Thirtle, Colin (1998), “Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in thirty-two African countries”, *Journal of International Development*, Vol. 10, nº 1, pp.105-115

Magalhães, André; Hewings, Geoffrey; Azzoni, Carlos Roberto (2005), “Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil”, *Investigaciones Regionales*, Vol. 6, pp. 5-20

Malassise, Regina Lúcia Sanches; Parré, José Luiz; Fraga, Gilberto Joaquim (2015), “O Comportamento do Preço da Terra Agrícola: um modelo de painel de dados espaciais”, *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, Vol. 53, nº 4, pp. 645-666

Mankiw, Nicholas Gregory (2000), *Macroeconomics*, New York, Worth Publishers

McCunn, Alan; Huffman, Wallace Edgar (2000), “Convergence in US productivity growth for agriculture: implications of interstate research spillovers for funding agricultural research”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 82, nº 2, pp. 370-388

Oliveira Junior, José Nilo de; Diniz, Marcelo Bentes; Castelar, Ivan; Ferreira, Roberto Tatiwa (2009), “Determinação dos clubes de convergência da renda per capita agrícola - uma análise para os municípios cearenses”, *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Vol. 47, nº 4, pp. 995-1021

Persson, Joakim (1997), “Convergence across the Swedish country, 1911-1993”, *European Economic Review*, Vol. 41, nº 9, pp.1835-1852

Pôrto Júnior, Sabino da Silva; Ribeiro, Eduardo Pontual (2003), “Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil - Uma análise Markoviana”, *Revista Econômica do Nordeste*, Fortaleza, Vol. 34, nº 3

Reydon, Bastiaan Philip (1992), *Mercados de terras agrícolas e determinantes de seus preços no Brasil: um estudo de casos*. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas. Disponível em: <http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=000045371>. Acesso em: 24 jan. 2015.

Romer, David (2006), *Advanced Macroeconomics*, 4. ed. New York, McGraw-Hill

Solow, Robert Merton (1957), “Technical change and the aggregate production function”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, nº 1, pp. 312-320

Surariyanto, Kecuk; Thirtle, Colin (2001), “Asian agricultural productivity and convergence”, *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 52, nº 3, pp.96-110

Valdés, Benigno (1999), *Economic growth: theory, empirics and policy*, Cornwall, MPG Books Ltd

Yang, Xinyue.; Ritter, Matthias; Odening, Martin (2017), “Testing for regional convergence of agricultural land prices”, *Land Use Policy*, Vol. 64, pp. 64-75

Zanin, Vanclei; Bacha, Carlos José Caetano (2017), “A importância dos sojicultores sulistas na nova fronteira agrícola brasileira”, *Indicadores Econômicos FEE*, Vol. 45, pp. 35-51