

---

## EXISTIU CONVERGÊNCIA DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA NO BRASIL DE 1979 A 2005?

*There was agricultural land price convergence in Brazil from 1979 to 2005?*

**Ricardo Harbs**

Economista. Doutorado em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (Esalq/USP). rharbs@alumni.usp.br

**Carlos José Caetano Bacha**

Economista. Pós-doutorado pela University of Illinois. Atualmente é professor titular da Universidade de São Paulo. Departamento de Economia, Administração e Sociologia. Av. Pádua Dias, 11 - Piracicaba/SP. 13418-900. carlosbacha@usp.br

---

**Resumo:** Existem diferenças significativas entre os preços médios de terras agrícolas dos estados brasileiros. Não obstante, podem surgir dúvidas quanto à existência (ou não) de um processo de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras ao longo do tempo. Neste artigo, a possibilidade de convergência é avaliada para os preços de terras agrícolas de duas categorias (para lavouras e para pastagens), segundo estados brasileiros, entre os anos de 1979 e 2005. Com o uso de modelos espaciais, a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta é testada tanto para o período completo como para subperíodos específicos, caracterizados por diferentes tendências de convergência (ou de divergência) dos preços de terras agrícolas. Os resultados indicaram que o subperíodo de 1989 a 1999 foi caracterizado por um processo de convergência, decorrente de fatores como abertura comercial e desregulamentação de setores anteriormente amparados pelo governo, a exemplo da triticultura e da cafeicultura. Apesar da tendência geral de redução da renda agropecuária nesse período, os fatores supracitados prejudicaram principalmente as culturas de exportação, que estavam mais concentradas nos estados da região Centro-Sul. Consequentemente, os preços de terras agrícolas desses estados sofreram maiores reduções, aproximando-se daqueles que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste.

**Palavras-chave:** mercado de terras; convergência; econometria espacial.

**Abstract:** There are significant differences among the agricultural land prices of the Brazilian states. Nevertheless, one might ask whether there is a process of convergence, that is, of a decrease in the differences of those prices across the time. In this paper, we analyze this possibility for two kinds of agricultural land prices (for crops and for pastures), according to Brazilian states, from 1979 thru 2005. By using spatial models, we tested the  $\beta$ -absolute-convergence hypothesis for the whole period and for specific sub-periods, characterized by different trends of convergence (or divergence) of agricultural land prices. Results indicated that the 1989-1999 years were characterized by a process of convergence, resulting from factors such as trade liberalization and deregulation of sectors previously supported by the federal government, such as coffee and wheat plantations. Despite the general downward trend in agricultural income during those years, the aforementioned factors mainly affected export crops, which were more concentrated in the states of the Center-South region. As a result, agricultural land prices in those states suffered greater reductions, approaching those prevailing in the North and Northeast regions.

**Keywords:** agricultural land market; convergence; spatial econometrics.

# 1 INTRODUÇÃO

O preço da terra é uma informação estratégica, guiando as decisões de investimentos e determinando, portanto, a alocação de recursos no âmbito do sistema econômico. Ao mesmo tempo, trata-se de uma informação relevante para o setor público, sendo utilizada como referência para o cálculo de tributos que incidem sobre a propriedade da terra (a exemplo do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural – ITR, no Brasil), bem como em programas de reforma agrária e de crédito fundiário. Por fim, é importante observar que o preço da terra também interessa às instituições financeiras, que o utilizam para definir os valores de garantias oferecidos em determinadas operações de financiamento (Reydon *et al.*, 2014).

A Fundação Getúlio Vargas coletou, de 1977 a 2014, preços médios do hectare de terra nua<sup>1</sup> para lavouras, pastagens, matas e campos, para alguns estados do Brasil. No entanto, essas séries de preços de terras apresentam algumas discontinuidades no tempo, bem como unidades da Federação que não são pesquisadas. Alguns trabalhos já analisaram o comportamento cíclico desses preços (como, por exemplo, Bacha, Stege e Harbs, 2016) e os determinantes desses preços, como Brandão (1986), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Plata (2001) e Gasques *et al.* (2006). Porém, muito pouco se considerou sobre as diferenças entre os preços médios de terras agrícolas dos estados brasileiros. De modo semelhante, pouca atenção foi reservada à possibilidade de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras ao longo do tempo.

Entende-se como convergência o processo no qual a diferença do valor de uma variável (por exemplo, renda *per capita* ou preço do hectare de terra) tende a se reduzir entre regiões ao longo do tempo. Em especial, Barro e Sala-i-Martin (1995) chamam a atenção para a existência da convergência- $\beta$  e da convergência- $\sigma$ . A convergência- $\beta$  absoluta ocorre quando a renda *per capita* (ou os preços de fatores produtivos), nas regiões com menor grau de desenvolvimento econômico, ditas “pobres”, tende a crescer de forma mais rápida que a renda *per capita* (ou que os preços de fatores produtivos) nas regiões ditas “ricas”. Quando observado ao longo de determinado tempo, esse fenômeno levaria a uma redução das diferenças entre os valores das variáveis entre as regiões, caracterizando a ocorrência de convergência- $\sigma$ . Esta última ocorre quando há uma diminuição do desvio-padrão de determinada variável (renda *per capita*, produtividade ou preço de fator produtivo), entre as regiões, ao longo de determinado período. Com efeito, Barro e Sala-i-Martin (1995) demonstram que a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

Há na literatura muitos trabalhos estimando as convergências beta e sigma para a renda *per capita* no Brasil (ver, por exemplo, Ferreira; Ellery Junior, 1996; Ferreira, 1999; Coelho; Figueiredo, 2007; Oliveira Junior *et al.*, 2009; Fernandes; Justo; Rocha, 2021) e para a produtividade na agropecuária (Lopes, 2004; Almeida; Perobelli; Ferreira, 2008; Castro, 2022), e poucos para o preço da terra, como o de Malassise, Parré e Fraga (2015). Este último artigo usou o preço do hectare da terra agrícola nos municípios do Paraná, no período de 1999 a 2011, para evidenciar esse processo de convergência. Porém, essa análise não foi conduzida para analisar as diferenças de preços da terra entre os estados de nossa Federação. Ademais, a literatura referente à chamada econometria espacial tem ressaltado a importância de se observar fenômenos de transbordamento entre as variáveis explicativas e a dependente, e de que elas possam ser incorporadas nos cálculos das convergências beta e sigma, podendo gerar resultados distintos em relação a estimá-las usando apenas o método dos mínimos quadrados ordinários.

Dado o acima exposto, o objetivo geral deste artigo é analisar a evolução dos preços de terras no Brasil, no período de 1979 a 2005, testando econometricamente a hipótese de convergência

1 A terra nua corresponde à superfície do solo (com ou sem vegetação nativa), desconsiderando-se benfeitorias e culturas temporárias ou perenes, bem como florestas plantadas e pastagens cultivadas, que se configuram como investimentos incorporados à terra (Brasil, 1996).

dessa variável entre os estados brasileiros, mas fazendo uso de modelos de econometria espacial. Para tanto, serão utilizados os preços de cada hectare de terra nua fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas – FGV em nível de estados para duas categorias de terra: para lavouras e para pastagens. A escolha desses anos, que são parte da série disponibilizada pela FGV, deve-se ao fato de eles contemplarem a maior parte dos estados para os quais há preços da terra.

A análise de duas categorias distintas de terras quanto ao uso (para lavouras e para pastagens), por outro lado, justifica-se pelo fato de que os seus preços podem apresentar variações e tendências diferentes. Como o comportamento do preço da terra também depende da evolução das cotações de *commodities* que nela são produzidas, e não somente de fatores macroeconômicos (como taxa de juros e inflação, por exemplo), é importante verificar se os preços dessas categorias distintas de terras apresentam diferentes tendências e velocidades de convergência.

Este artigo compõe-se de mais duas seções, além desta introdução. A seguir, apresentam-se os referenciais analítico e metodológico a serem utilizados no artigo e uma melhor exposição sobre os dados da FGV a serem utilizados. A seção 3 apresenta os resultados do artigo, separando as análises, em especial a econométrica, em terras para lavoura *versus* terra para pastagem. A seção 4 traz as considerações finais do artigo.

## 2 REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO E DADOS UTILIZADOS

Esta seção compõe-se de dois itens. Inicialmente apresentam-se os conceitos e modos de cálculos da convergência- $\beta$  absoluta e convergência- $\sigma$ , e, em seguida, expõe-se sobre o modelo de econometria espacial a ser utilizado em nossas estimações.

### 2.1 Convergência- $\beta$ absoluta e convergência- $\sigma$

A partir de um modelo teórico de crescimento econômico apresentado por Romer (2006), Harbs (2020) demonstra a possibilidade teórica de ocorrência de convergência do preço da terra agrícola, indicando que esse processo 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. Assim, a convergência- $\beta$  absoluta do preço da terra agrícola é factível, podendo ser estimada pela fórmula (1) abaixo:

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

A expressão (1), também conhecida como “Barro *regressions*”, 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- $\beta$  absoluta entre os preços de terras. Dessa forma, quanto menor for o preço da terra em determinada região, maior será a sua taxa de crescimento, havendo uma tendência de convergência entre os preços de terras de diferentes regiões.

A partir do parâmetro  $\beta$  obtido ao se estimar a equação (1), é possível calcular o valor de  $\Phi$ , usando a equação (2), que indica a velocidade com a qual determinada variável (nesse caso, o preço da terra) converge para o seu nível de estado estacionário. Por exemplo, se  $\Phi = -0,05$ , isso significa que a diferença entre o preço da terra no momento inicial ( $P_t$ ) e o seu valor máximo ( $P_*$ ) sofrerá, a cada ano, uma redução de 5% (Valdés, 1999).

$$\beta = \frac{(e^{\Phi T} - 1)}{T} \quad (2)$$

A convergência- $\sigma$  indica tendência de redução na variabilidade de determinada variável. O procedimento para inferir sobre a existência (ou não) de convergência- $\sigma$  consiste em calcular o desvio-padrão do logaritmo do preço da terra, entre os estados do Brasil, acompanhando a sua evolução ao longo do tempo. Além da análise gráfica dessa dispersão, é possível também estimar a equação (3), proposta por McCunn e Huffman (2000).

$$\text{Var}(\log p_t) = \Psi_1 + \Psi_2 t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que  $\text{Var}(\log p_t)$  corresponde à variância<sup>2</sup> do preço da terra,  $\Psi_1$  é a constante,  $\Psi_2$  constitui o parâmetro de convergência- $\sigma$  e  $t$  é o tempo. De acordo com a expressão (3), a estimativa de um parâmetro  $\Psi_2$  negativo, e estatisticamente significativo, constitui um indício de convergência- $\sigma$ . Isso significa que a variância do logaritmo do preço da terra tende a diminuir com o passar do tempo.

## 2.2 Modelo espacial

Um aspecto importante, e 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 dos valores de uma variável (como o preço do hectare de terra) através do espaço seja devidamente controlada, por meio de procedimentos e de modelos específicos para essa finalidade. Caso contrário, corre-se o risco de que o parâmetro  $\beta$  estimado via a equação (1) seja viesado e inconsistente.

Assim, deve-se verificar se existem indícios de que os valores de determinada variável são correlacionados através do espaço geográfico. Nesse sentido, a primeira etapa do estudo empírico corresponde à realização de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Conforme indicado por Almeida (2012), a AEDE é uma etapa que antecede a estimação de modelos de econometria espacial, permitindo a realização de um diagnóstico sobre a distribuição dos dados através do espaço. Além de fornecer indícios quanto à presença de autocorrelação espacial, a AEDE pode ser utilizada para a identificação de *clusters* e de *outliers*. Entre os principais instrumentos da AEDE, destacam-se o diagrama de dispersão de Moran e o mapa de significância das medidas de associação local, que podem ser combinados para a geração do mapa de *clusters* LISA (Local Indicator of Spatial Association)<sup>3</sup>.

Uma vez que a AEDE foi concluída (fornecendo ou não indícios de dependência espacial), a próxima etapa da análise consiste em realizar um teste de autocorrelação espacial. Para realizar

2 Ainda que a variância seja uma medida de dispersão válida para o teste de convergência- $\sigma$ , a análise gráfica da dispersão é feita com o desvio-padrão do logaritmo do preço, obtido mediante cálculo da raiz quadrada da variável dependente considerada na expressão 3.

3 Os detalhes metodológicos podem ser consultados em Almeida (2012).

esse teste, em primeiro lugar, é necessário construir uma matriz de ponderação espacial ( $W$ ), que mostre o grau de conexão do preço do hectare de terra entre os estados. Conforme indicado por Almeida (2012), a matriz de ponderação espacial ( $W$ ) é quadrada, com dimensão  $n \times n$ , em que  $n$  corresponde ao número de estados considerados no estudo. É interessante observar que as células da matriz  $W$ , denominadas de pesos especiais ( $w_{ij}$ ), são estipuladas de acordo com algum critério de proximidade, que leve em conta a contiguidade ou a distância entre os estados.

Após a construção da matriz de ponderação espacial ( $W$ ), é possível utilizá-la em um teste de autocorrelação espacial conhecido como  $I$  de Moran, cuja estatística é:

$$I = \frac{n}{S_0} \left( \frac{e'We}{e'e} \right) \quad (4)$$

Na expressão (4),  $n$  corresponde ao número de estados analisados,  $S_0$  equivale à soma dos pesos espaciais ( $\sum_i \sum_j w_{ij}$ ),  $e$  constitui o vetor de resíduos da regressão ( $y - X\hat{\beta}$ ),  $e'$  corresponde à transposta do vetor de resíduos da regressão e  $W$  é a matriz de ponderação espacial. Segundo Almeida (2012), o teste  $I$  de Moran assume, como hipótese nula, que os resíduos da regressão se distribuem de forma aleatória no espaço. Portanto, a não rejeição dessa hipótese indica que o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO proporciona estimadores consistentes e não viesados, dispensando qualquer tratamento adicional.

A rejeição da hipótese nula, ao contrário, constitui um indício de presença de autocorrelação dos resíduos, exigindo a adoção de medidas que permitam controlar a dependência espacial entre as variáveis (tanto a dependente quanto as independentes). Na prática, tal controle é realizado através da incorporação de uma ou de mais variáveis espacialmente defasadas, as quais são dadas pelo produto entre a matriz de ponderação espacial ( $W$ ) e as variáveis originais (independente e dependentes), e/ou resíduos do modelo. Com isso, chega-se a um modelo geral, que leve em conta todas as formas de dependência espacial:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{p_T}{p_0} \right)_i = \rho W \frac{1}{T} \log \left( \frac{p_T}{p_0} \right) y_i + \beta \log p_{(0) i} + \tau W \log p_{(0) i} + \xi_i \quad (5)$$

$$\xi_i = \lambda W \zeta_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

A partir das expressões (5) e (6), e mediante a imposição de restrições sobre os parâmetros das variáveis defasadas espacialmente, é possível obter diferentes modelos espaciais, conforme indicado na Tabela 1.

Tabela 1 – Tipos de modelos espaciais

Modelos	Parâmetros		
	$\rho$	$\tau$	$\lambda$
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	$\neq 0$	$\neq 0$
Geral espacial (GSM)	$\neq 0$	$\neq 0$	$\neq 0$

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

Podem-se estimar todos os modelos apresentados na Tabela 1 e pode-se selecionar aquele que estiver associado ao menor Critério de Informação de Akaike (AIC). Quanto aos dados, é importante observar que as séries de preços de terras da FGV apresentam descontinuidades temporais, além de estados que não são pesquisados. Assim, a escolha das unidades *cross section* (ou estados) consideradas nas análises de convergência, tanto no período completo como nos seus subperíodos, foi feita em função da disponibilidade de preços de terras agrícolas (Tabela 2).

Tabela 2 – Estados considerados nas análises de convergência dos preços de terras (para lavouras e para pastagens) com dados da FGV

Estado	1979 a 2005	1979 a 1989	1989 a 1999	1999 a 2005
Rondônia	X	X	X	X
Acre	X	X	X	X
Amazonas	X	X	X	X
Roraima	X	X	X	X
Pará	X	X	X	X
Amapá				
Tocantins			X	X
Maranhão	X	X	X	X
Piauí		X	X	
Ceará	X	X	X	X
Rio Grande do Norte	X	X	X	X
Paraíba	X	X	X	X
Pernambuco	X	X	X	X
Alagoas				
Sergipe	X	X	X	X
Bahia	X	X	X	X
Minas Gerais	X	X	X	X
Espírito Santo	X	X	X	X
Rio de Janeiro	X	X	X	X
São Paulo	X	X	X	X
Paraná	X	X	X	X
Santa Catarina	X	X	X	X
Rio Grande do Sul	X	X	X	X
Mato Grosso do Sul	X	X	X	X
Mato Grosso	X	X	X	X
Goiás	X	X	X	X
Distrito Federal				

Fonte: Elaboração própria usando a base de dados da FGV.

Para inferir sobre a ocorrência de convergência- $\beta$  absoluta dos preços de terras agrícolas no período de 1979 a 2005, bem como nos demais subperíodos considerados, os dados de *cross section* (preços de terras agrícolas nos períodos inicial e final) foram devidamente incorporados à expressão (5). Salienta-se que os preços de terras para lavoura e para pecuária foram deflacionados pelo Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI), da FGV, usando como base o mês de dezembro de 2017.

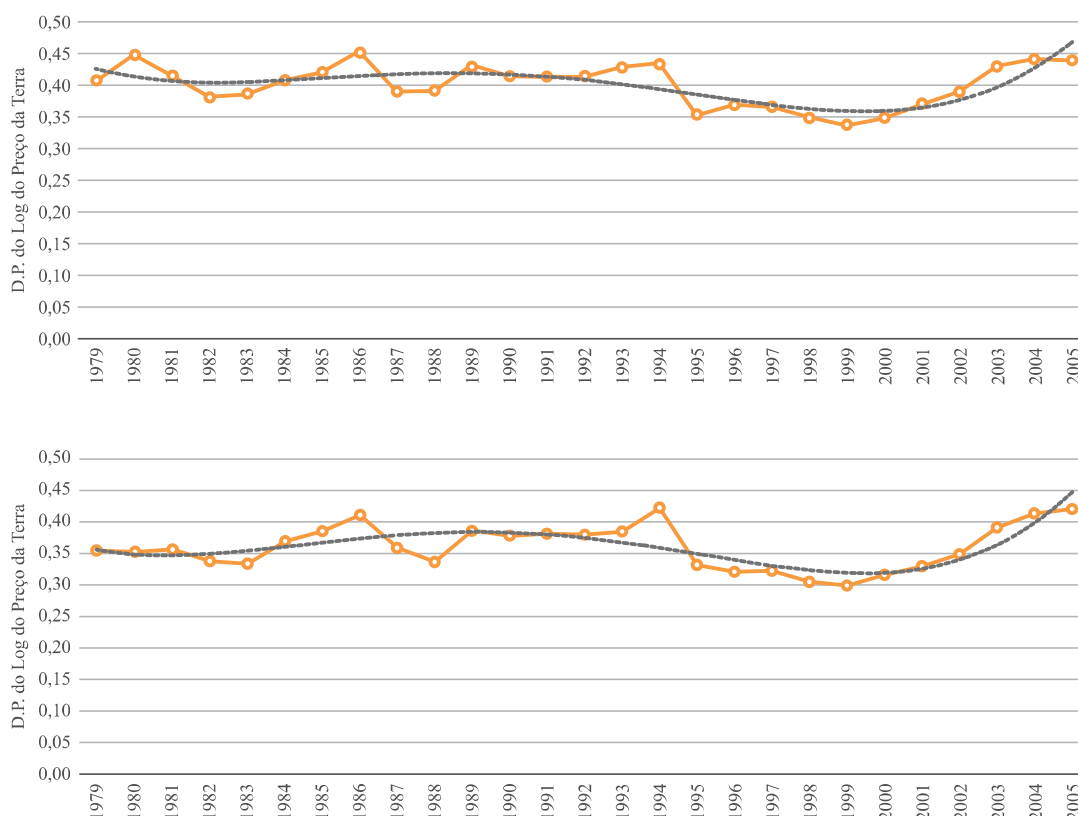
### 3 ESTIMATIVAS DAS CONVERGÊNCIAS BETA E SIGMA PARA O PREÇO DA TERRA

Esta seção compõe-se de três itens que apresentam os resultados das metodologias apresentadas na seção anterior e que permitem atingir ao objetivo geral do artigo.

#### 3.1 Análise de convergência- $\sigma$

A Figura 1 apresenta o desvio-padrão do logaritmo do preço da terra nua para lavoura (parte superior) e para pecuária (parte inferior) entre os anos de 1979 e 2005. A partir da análise visual dos dados, e com o auxílio de linhas de tendência, é possível inferir sobre a ocorrência de três subperíodos específicos: entre 1979 e 1989, quando houve uma leve tendência de divergência, ou seja, de aumento da dispersão; entre 1989 e 1999, quando se observa uma clara tendência de convergência dos preços de terras de ambas as categorias (para lavoura e para pecuária) entre os estados brasileiros; e entre 1999 e 2005, um subperíodo caracterizado pela divergência dos referidos preços.

Figura 1 – Análise de convergência-  $\sigma$  dos preços de terras para lavoura (parte superior) e para pecuária (parte inferior) dos estados brasileiros



Fonte: Elaborado com base em dados da FGV (2015).

Os anos de 1981 a 1983 apresentam tendência de redução na dispersão dos preços de terras para lavouras (ver Figura 1). Segundo Goldin e Rezende (1993), esses anos foram caracterizados por aumento significativo dos preços reais de insumos – devido à elevação do preço internacional do petróleo –, bem como pela redução dos preços internacionais de produtos agrícolas. Nesse cenário, a produção agropecuária da região Centro-Sul, que era mais voltada às culturas de exportação, sendo altamente dependente de insumos importados, sofreu os maiores impactos. Consequentemente, os preços de terras para lavouras, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, apresentaram maiores reduções, diminuindo suas diferenças relativas aos preços médios praticados em estados

das regiões Norte e Nordeste. Assim, os fatores supracitados contribuíram para a redução da dispersão de preços de terras de lavouras a partir de 1981.

A recuperação da economia brasileira, a partir de 1983, explica a retomada da tendência de aumento da divergência dos preços de terras de lavouras entre os estados brasileiros. Com a queda do preço internacional do petróleo, associada à elevação dos preços de culturas de exportação, as terras da região Centro-Sul tiveram maior valorização do que as situadas em outras regiões (Goldin; Rezende, 1993).

Chama a atenção, ao se observar a Figura 1, o forte aumento na dispersão dos preços do hectare de terra nua para lavoura, entre os estados brasileiros, em 1986. De acordo com Goldin e Rezende (1993), esse comportamento pode ser explicado pelos desdobramentos do Plano Cruzado. Esse plano de estabilização dos preços da economia foi caracterizado por uma grande expansão monetária-creditícia, que reduziu as taxas de juros e induziu a uma fuga para a compra de ativos, tanto físicos como financeiros, tais como gado, terra agropecuária, imóveis urbanos, ações e até mesmo de contratos de *commodities* agrícolas. Isso causou uma elevação dos preços de terras em todas as regiões do País. Não obstante, como as terras da região Centro-Sul tinham maior liquidez, elas foram as que apresentaram maior valorização.

A súbita valorização das terras, além de tornar os produtores rurais mais ricos, tornou-os mais propensos à tomada de crédito e, conseqüentemente, ao maior endividamento do setor agropecuário. Com o fracasso do Plano Cruzado e a conseqüente elevação das taxas de juros, em 1987, muitos produtores rurais passaram a enfrentar dificuldades financeiras, o que contribuiu para uma significativa redução dos preços de terras nesse ano. Ao mesmo tempo, o setor agropecuário foi prejudicado por uma tendência de valorização da taxa de câmbio real ao final da década de 1980. Todos esses fatores contribuíram para uma acentuada redução dos preços de terras, notadamente na região Centro-Sul, o que ajuda a explicar a redução da dispersão desses preços nos anos de 1987 e 1988.

Em retrospectiva, é possível observar que a dispersão dos preços de cada hectare de terra nua para lavouras, durante a década de 1980, foi fortemente influenciada pela conjuntura externa e pelo Plano Cruzado. Ademais, o início da década de 1980 foi caracterizado por uma importante mudança na política agrícola: a substituição parcial e temporária do crédito rural subsidiado, como principal instrumento de apoio à agropecuária, pela Política de Garantia de Preços Mínimos – PGPM (Goldin; Rezende, 1993). Esta última, ao incluir culturas de consumo interno como arroz, feijão e milho beneficiou, em parte, produtores rurais de pequeno e médio portes, bem como produtores de áreas de fronteira. Entre as principais alterações da PGPM, destaca-se a adoção de regras de indexação dos preços mínimos à inflação, as quais foram introduzidas a partir da safra de 1981/1982, garantindo maior segurança aos produtores rurais. Outro fator importante foi o estabelecimento de um preço mínimo uniforme, independentemente da região, o que “beneficiou implicitamente os agricultores da fronteira em vez daqueles localizados nas melhores terras agrícolas próximas dos principais mercados” (Goldin; Rezende, 1993, p. 57).

O resultado das diferentes conjunturas econômicas e dos efeitos das diferentes políticas cambiais e agrícolas acima comentadas é que não houve tendência de dispersão dos preços de terras agrícolas entre 1979 e 1989, apesar de suas fortes variações ao longo desses anos (ver Figura 1). Em caminho oposto, entre os anos de 1989 e 1999, é possível observar, através da Figura 1, que houve uma clara tendência de convergência, ou seja, de redução da dispersão entre os preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Essa nova tendência pode ser explicada pela valorização da taxa de câmbio real, a partir de 1992, e que vigorou até o final dessa década, bem como pelas políticas de desregulamentação e de abertura comercial. De acordo com Helfand e Rezende (2001), os preços dos produtos de consumo interno também foram impactados pela valorização cambial, uma vez que a abertura comercial implicava competição com produtos agrícolas importados. Entretanto, culturas de exportação como soja e cítricos (exportados na forma de sucos) sofreram, também, significativa redução dos preços internacionais, notadamente entre os anos de



1990 e 1994. Em virtude da concentração destas culturas na região Centro-Sul, a renda auferida com a produção agropecuária – e os preços de terras para lavouras – nessas regiões sofreram as maiores reduções, diminuindo suas diferenças em relação aos preços praticados nas regiões Norte e Nordeste.

Helfand e Rezende (2001) também chamam a atenção para as culturas de trigo e de café, que foram fortemente impactadas pelos processos de desregulamentação e de abertura comercial. No caso da cultura de trigo, a remoção gradual do subsídio à sua produção, entre os anos de 1987 e 1989, levou significativa redução do seu preço doméstico. Posteriormente, durante a década de 1990, a tendência de valorização da taxa de câmbio reduziria, ainda mais, os rendimentos auferidos com a triticultura. Como a região Sul detinha, de longe, a maior participação na produção nacional de trigo, é provável que a desregulamentação desse mercado tenha causado, nessa região, uma significativa queda nos preços de terras para lavouras na década de 1990.

Quanto ao mercado de café, a desregulamentação teve início em julho de 1989, quando o governo brasileiro rompeu com o Acordo Internacional do Café – AIC, sendo concluída em março de 1990, com a extinção do Instituto Brasileiro de Café – IBC (Melo, 1993; Bacha, 2018). De acordo com Melo (1993), o fim do AIC foi seguido de grande aumento nas exportações de café pelos demais países (especialmente Colômbia, Indonésia, México e Costa do Marfim, entre outros países exportadores de menor representatividade). Apesar da estratégia de retenção de estoques, adotada pelo governo brasileiro, o crescimento da oferta internacional de café gerou uma significativa redução do preço internacional do produto, especialmente nos primeiros anos da década de 1990. Em virtude da grande concentração da produção de café no Sudeste, essa região arcou com a maior parte do ônus referente à desregulamentação do setor.

Desse modo, pode-se inferir que os processos de desregulamentação e abertura comercial, conduzidos durante o final da década de 1980 e início dos anos de 1990, fizeram com que os preços de terras do Centro-Sul, principalmente das regiões Sul e Sudeste, sofressem as maiores reduções. Isso favoreceu o processo de convergência- $\sigma$ , ou seja, de redução na dispersão entre os preços de terras para lavouras durante a década de 1990 (ver Figura 1). Ao longo desse período, as principais exceções foram os anos de 1993 e de 1994, quando houve grande aumento na dispersão dos preços (Figura 1). Segundo Helfand e Rezende (2001), esse movimento pode ser explicado pela baixa atratividade dos ativos financeiros nesses anos, que induziu a uma nova fuga de recursos para a compra de ativos de risco, como terra e rebanho bovino, por exemplo.

É interessante observar que o Plano Real, apesar de bem-sucedido no controle da inflação, foi seguido de um grande aumento das taxas de juros reais, o que não somente elevou a atratividade por ativos financeiros, como também lançou o setor agropecuário (altamente endividado) em uma grave crise financeira (Helfand; Rezende, 2001, p. 3). Esses fatores, associados à valorização da taxa de câmbio, implicaram reduções nos preços de terras para lavouras, notadamente na região Centro-Sul, em um processo de convergência que se estendeu até o ano de 1999 (Figura 1).

Por fim, a Figura 1 permite verificar que o último subperíodo em análise, entre os anos de 1999 e 2005, foi caracterizado por um processo de aumento da divergência, ou seja, de ampliação da dispersão nos preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Entre os fatores que contribuíram para a evolução dos preços de terras nesse período, pode-se mencionar uma tendência de desvalorização da taxa de câmbio até 2003, que favoreceu as exportações de produtos agrícolas e agroindustriais, tais como farelo de soja, óleo de soja, café solúvel, suco de laranja, celulose, entre outros (Bacha, 2018). Em 2004 e 2005, a valorização da taxa de câmbio coincidiu com o aumento dos preços internacionais de *commodities* agrícolas, compensando o movimento desfavorável do câmbio e mantendo, por conseguinte, uma tendência de acentuada valorização das terras para lavouras nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Nessas regiões, em especial no Sudeste, também houve intensa conversão de terras agrícolas para uso urbano, o que teve grande impacto sobre os preços de terras de ambas as categorias (para lavoura e para pecuária) (FNP, 2012). Em geral,

esses fatores explicam a tendência de aumento da dispersão entre os preços de terras agrícolas no subperíodo de 1999 a 2005.

Os resultados apresentados na Figura 1 indicam que a tendência de convergência (ou não) dos preços de terras entre os estados deve ser avaliada por subperíodos e segundo o tipo de terra (no caso dos dados da FGV, considerando terras para lavouras e pastagens). Para ambas as categorias, portanto, foram estipulados os seguintes anos de corte: 1979, 1989, 1999 e 2005, a serem utilizados ao se estimar as equações (3) e (5) apresentadas na seção 2.

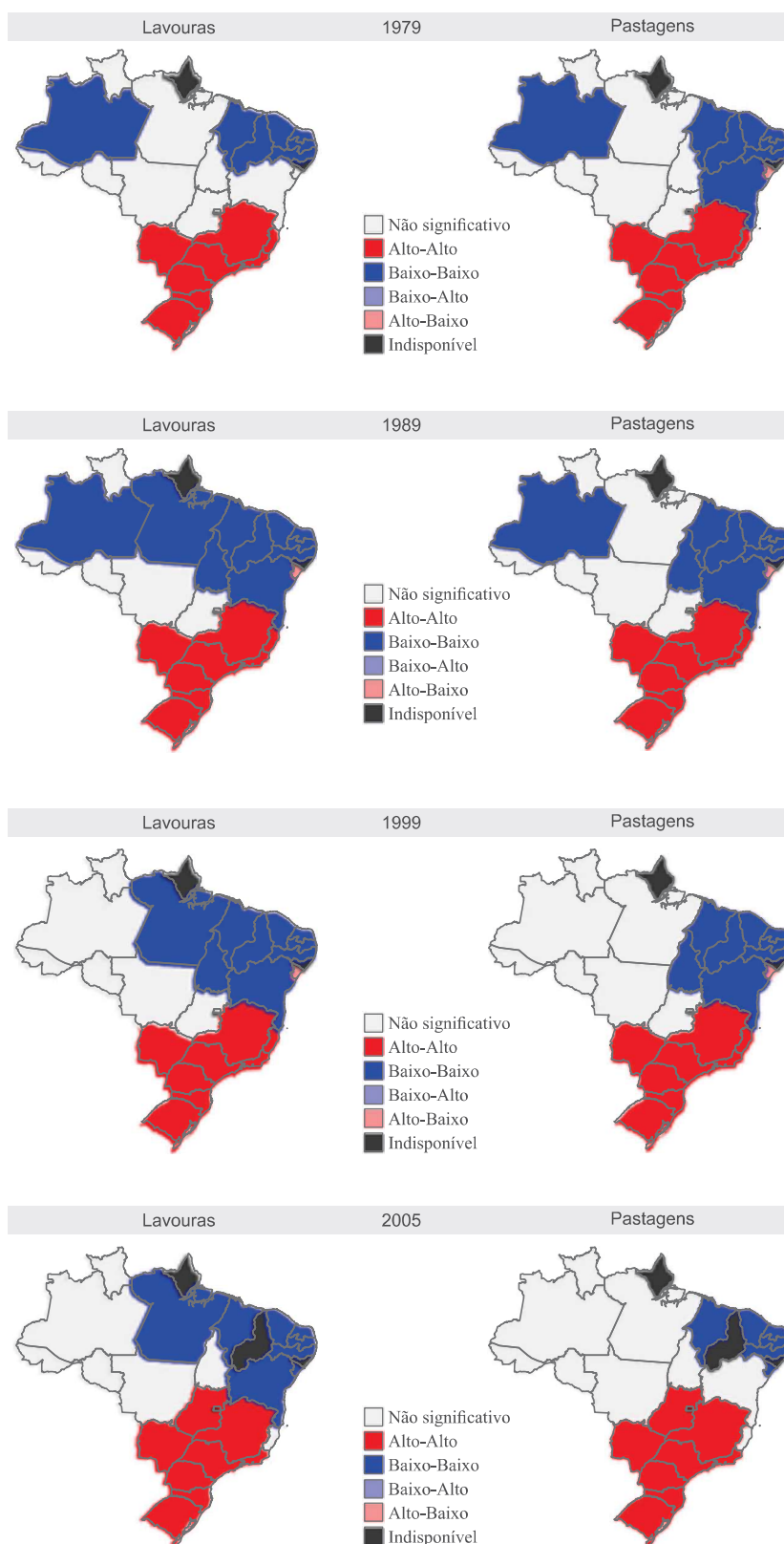
### 3.2 Análise Exploratória de Dados Espaciais

Uma vez que os subperíodos de análise foram devidamente identificados com o auxílio da Figura 1, os parâmetros de convergência- $\beta$  absoluta podem ser estimados tanto para o período completo (de 1979 a 2005) como para os referidos subperíodos. No entanto, como serão utilizados modelos espaciais, é necessário que as estimativas de convergência sejam precedidas de uma Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Conforme indicado por Almeida (2012), esse tipo de análise requer, em primeiro lugar, o uso de uma matriz de correlação espacial ( $W$ ) que seja representativa do tipo de conexão existente entre os estados brasileiros (ou unidades *cross section*). Nesse sentido, a matriz de distância inversa com corte de 1.000 km foi aplicada à operação de defasagem espacial dos preços de terras agrícolas.

A princípio, a AEDE revelou padrão global de autocorrelação espacial positivo para os preços de terras agrícolas de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) e em todos os períodos de corte. Estatisticamente significativos a 1%, os coeficientes  $I$  de Moran dos preços de terras para lavouras foram de 0,669, 0,748, 0,714 e 0,715 nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005, respectivamente. No caso dos preços de terras para pastagens, os coeficientes  $I$  de Moran também foram estatisticamente significativos a 1%, correspondendo a 0,564, 0,740, 0,599 e 0,604 nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005, respectivamente.

A Figura 2 contém os mapas dos *clusters* dos preços de terras para lavouras e para pastagens nos estados brasileiros e de acordo com os anos selecionados. Os mapas confirmam os resultados da estatística global de  $I$  de Moran, revelando o predomínio de autocorrelação espacial positiva. De modo geral, observa-se a existência de um *cluster* do tipo Alto-Alto (AA) na região Centro-Sul. Isso indica que os estados pertencentes a esse agrupamento apresentam preços de terras elevados, sendo circundados por estados com preços de terras igualmente elevados. As regiões Norte e Nordeste, em contrapartida, são caracterizadas pelo predomínio de um *cluster* do tipo Baixo-Baixo (BB). Ao contrário do que ocorre na região Centro-Sul, esse último *cluster* é constituído de estados nos quais os preços médios de terras agrícolas são relativamente baixos, tendo “vizinhos” em situação semelhante.

Figura 2 – *Clusters* dos preços de terras para lavouras e para pastagens nos estados brasileiros nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005 (5% de significância)



Fonte: Elaborado com base em dados da FGV (2015).

### 3.3 Análise econométrica da convergência dos preços de terras entre estados

A seguir são estimados os valores do  $I$  de Moran com diferentes matrizes de pesos espaciais, em separado para preços de cada hectare de terra nua para lavoura e para pastagens, de modo a identificar a matriz de pesos espaciais a ser escolhida. Em seguida, estima-se o Critério de Informação de Akaike (AIC) para escolher, entre os modelos apresentados na Tabela 1, o que melhor que se aplica para calcular a convergência beta absoluta. O subitem 3.3.2 apresenta as estimativas da convergência beta absoluta usando o modelo espacial previamente escolhido e comparando os resultados dessas estimativas com o que se obteria usando o método dos mínimos quadrados ordinários. Quando for o caso, o objetivo dessa comparação consiste em demonstrar que o modelo espacial é superior, ou seja, que é mais próximo da realidade que o modelo a-espacial. O subitem 3.3.3 apresenta as estimativas da equação (3) da convergência sigma.

#### 3.3.1 Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial

A análise de dispersão do preço da terra entre os estados brasileiros revelou a existência de três subperíodos distintos, quais sejam, de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. Para os subperíodos supracitados, além do período completo (de 1979 a 2005), a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta será inicialmente testada através do modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO e, quando necessário, por meio de um modelo visando ao controle da autocorrelação espacial nos resíduos. Assim, a primeira etapa da análise empírica consiste em testar, para todos os períodos, a hipótese de dependência espacial com diferentes matrizes de ponderação. Para os dados da FGV, em particular, foram utilizadas as matrizes de distância inversa, rainha (*queen*)<sup>4</sup>, e distância inversa com cortes de 1.000 km, 1.200 km e 1.400 km, conforme indicado na Tabela 3.

Com a exceção dos subperíodos de 1979 a 1989 e de 1999 a 2005, nos quais o teste  $I$  de Moran foi estatisticamente insignificante em todos os cenários, ou seja, usando todas as matrizes de pesos espaciais. O subperíodo de 1989 a 1999 e o período completo apresentaram resultados estatisticamente significativos, não sendo possível rejeitar a hipótese de autocorrelação espacial dos resíduos. Em ambos os referidos períodos, os resultados indicaram o uso da matriz de distância inversa com corte de 1.000 km (Tabela 3).

Tabela 3 – Teste  $I$  de Moran visando à escolha da matriz de pesos espaciais – preços de terras para lavouras

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,1950	0,0000	-0,0518	0,8930
Queen	0,4855	0,0024	-0,2010	0,2518
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	<b>0,4878</b>	<b>0,0002</b>	-0,2325	0,1034
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,3849	0,0008	-0,1361	0,3655
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,3458	0,0004	-0,0789	0,7001
	1989 a 1999		1999 a 2005	
Distância inversa	0,0910	0,0070	0,0381	0,1245
Queen	0,2537	0,0510	0,0477	0,5686
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	<b>0,2705</b>	<b>0,0144</b>	0,1535	0,1458
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,2448	0,0108	0,1049	0,2132
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,1876	0,0177	0,0667	0,2824

Fonte: Resultados da pesquisa.

4 No caso da matriz rainha (*queen*), recorreu-se à estratégia de “normalização”, que consiste em fazer com que a soma dos pesos espaciais, em cada linha da matriz, seja equivalente à unidade.

Na Tabela 4, é possível consultar o Critério de Informação de Akaike (AIC) registrado para cada modelo no período completo (de 1979 a 2005), bem como no subperíodo de 1989 a 1999 e usando a matriz inversa com corte de 1.000 km como matriz de pesos. Conforme destacado anteriormente, a hipótese de dependência espacial foi rejeitada tanto para o subperíodo inicial (de 1979 a 1989) como para o subperíodo final (de 1999 a 2005). Nesses casos, portanto, as estimativas foram realizadas somente através do método de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO. No caso do período completo, que abrange os anos de 1979 a 2005, o modelo SDM é aquele que possui o menor critério de informação, sendo o mais indicado para o controle da autocorrelação espacial nos resíduos. Seguindo esse mesmo critério, os resultados indicaram o uso do modelo SAC no subperíodo de 1989 a 1999 (Tabela 4).

Tabela 4 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando à escolha do modelo espacial segundo períodos – preços de terras para lavouras

Modelo espacial	1979 a 2005	1989 a 1999
SAR	-110,1630	-89,8144
SEM	-112,0454	-91,7067
SAC	-111,3806	-95,1880
SDM	-112,1003	-91,8343
SDEM	-111,5990	-91,9854
GSM	-110,6659	-93,5189

Fonte: Resultados da pesquisa.

O procedimento supracitado, de escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial, também foi adotado para analisar os preços de terras para pastagens. No que tange à escolha da matriz de ponderação, os resultados da Tabela 5 permitem observar que a hipótese de dependência espacial foi rejeitada para os períodos inicial (de 1979 a 1989) e intermediário (de 1989 a 1999). Nesses intervalos, os valores do teste *I* de Moran foram estatisticamente insignificantes em todas as matrizes de pesos espaciais consideradas. Para esses casos, a aplicação do modelo de MQO deve proporcionar estimadores consistentes, dispensando-se o uso de modelos espaciais. Não se pode afirmar a respeito do período completo (de 1979 a 2005), em que a hipótese de autocorrelação espacial foi confirmada para todas as matrizes. No caso do último intervalo de tempo considerado, que abrange o período de 1999 a 2005, a Tabela 5 permite observar que a hipótese de dependência espacial não é rejeitada para a matriz de distância inversa com corte de 1.000 km (estatisticamente significativa a 1%), bem como para as matrizes de distância inversa com corte de 1.200 km e de 1.400 km, estatisticamente significantes a 5% e a 10%, respectivamente. Assim, tendo em vista a escolha da matriz de ponderação espacial que tem melhor performance (ou maior estatística *I* de Moran), optou-se pelo uso da matriz de distância inversa com corte de 1.000 km. Essa última matriz (de distância inversa com corte de 1.000 km) foi aplicada, portanto, às estimativas dos modelos espaciais para cálculo da convergência beta-absoluta para os preços de terra nua para pastagem no período completo (de 1979 a 2005) e nos anos de 1999 a 2005.

Tabela 5 – Teste I de Moran visando à escolha da matriz de pesos espaciais – Pastagens

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,1132	0,0048	-0,0595	0,7831
Queen	0,2556	0,0712	-0,1722	0,4011
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,2598	0,0277	-0,1614	0,3642
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,2490	0,0158	-0,0948	0,6584
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,2284	0,0097	-0,0380	0,9387

Matriz de pesos espaciais	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
	1989 a 1999		1999 a 2005	
Distância inversa	0,0217	0,1935	0,0250	0,1927
Queen	0,0799	0,4205	0,1821	0,1607
Distância inversa c/ corte de 1.000 km	0,1167	0,2143	0,3311	0,0056
Distância inversa c/ corte de 1.200 km	0,0169	0,5955	0,2336	0,0200
Distância inversa c/ corte de 1.400 km	0,0044	0,6251	0,1426	0,0696

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 6 contém o Critério de Informação de Akaike (AIC) estimado, para cada modelo espacial, tanto no período completo (de 1979 a 2005) como no último subperíodo (de 1999 a 2005) para os preços do hectare de terra nua para pastagem. É possível inferir que o modelo SDM é o mais indicado para o período completo (de 1979 a 2005). No caso do subperíodo de 1999 a 2005, observou-se que o modelo SAR é aquele que apresenta a menor estatística de AIC, sendo o mais indicado para a estimativa de convergência  $\beta$ -absoluta do preço do hectare de terras para pastagens.

Tabela 6 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando à escolha do modelo espacial segundo períodos – Pastagens

Modelo espacial	1979 a 2005	1999 a 2005
SAR	-117,1119	-64,0849
SEM	-117,9386	-63,4026
SAC	-117,2899	-62,0890
SDM	-119,5798	-63,5191
SDEM	-119,2562	-63,4531
GSM	-117,7521	-62,0081

Fonte: Resultados da pesquisa.

### 3.3.2 Convergência- $\beta$ absoluta

Conforme exposto no item anterior, para os anos de 1979 a 1989 e de 1999 a 2005, a existência (ou não) da convergência beta-absoluta para os preços da terra para lavoura deve ser estimada usando apenas o método dos mínimos quadrados ordinários, assim como quando se analisa a existência ou não da convergência beta-absoluta para os preços do hectare de terra nua para pastagens nos anos de 1979 a 1989 e de 1989 a 1999. Nos demais casos, devem-se estimar os modelos indicados de econometria espacial e comparar os seus resultados com as estimativas de MQO. Com isso, poder-se-á avaliar a superioridade dos modelos espaciais nas estimativas realizadas para evidenciar o fenômeno em apreço. Posteriormente, a partir dos valores beta obtidos, é possível usar a equação (2) e calcular a velocidade de convergência (ou divergência)  $\Phi$  em cada período e segundo o tipo de terra considerado.

Ao se considerar o período completo (de 1979 a 2005), observa-se que os resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO teriam levado à rejeição da hipótese de convergência- $\beta$  absoluta tanto para os preços de terras agrícolas quanto para os preços de terras para pastagens (Tabela 7). Não obstante, a incorporação de variáveis espacialmente defasadas, por meio do modelo SDM, alterou significativamente as estimativas dos coeficientes  $\beta$ , que passaram a ser negativos e estatisticamente significativos para ambas as categorias de terra (Tabela 7). No caso dos preços de terras para lavouras, a ocorrência de convergência- $\beta$  absoluta não foi rejeitada a 5% de significância estatística, sendo que a velocidade de convergência ( $\Phi$ ) do período foi de 1,88% ao ano (Tabela 7). Quanto aos preços de terras para pastagens, o coeficiente  $\beta$  foi negativo

e estatisticamente significativo apenas a 10%, refletindo uma velocidade de convergência menor, de 1,09% ao ano (Tabela 7).

Tabela 7 – Estimativas de convergência- $\beta$  absoluta por tipo de terra e por período usando informações em nível de estados

Coeficiente	Lavouras					
	1979 a 2005		1979 a 1989	1989 a 1999		1999 a 2005
	MQO	SDM	MQO	MQO	SAC	MQO
$\beta$	-0,0027	-0,0149**	-0,0016	-0,0263***	-0,0351***	0,0350**
$\rho$	-	0,5586***	-	-	-0,9113***	-
$\tau$	-	0,0158**	-	-	-	-
$\lambda$	-	-	-	-	0,8053***	-
$\Phi$	-0,0028	-0,0188	-0,0016	-0,0305	-0,0432	0,0318
Wald	0,36	14,50***	0,04	17,06***	51,00***	6,77***
Jarque-Bera	1,0089	2,672	40,0652***	0,3145	1,942	0,5113
White	2,9111	2,9392	1,1979	3,6938	5,7984*	0,751
Log Likelihood	55,709	61,0501	43,8442	48,5719	52,594	36,4332
R <sup>2</sup>	0,0162	0,1413	0,0018	0,4156	0,4526	0,2274
Nº de observações	22	22	23	24	24	23
	Pastagens					
	1979 a 2005		1979 a 1989	1989 a 1999	1999 a 2005	
	MQO	SDM	MQO	MQO	MQO	SAR
$\beta$	0,0031	-0,0095*	0,0025	-0,0336***	0,0441**	0,0138
$\rho$	-	0,3660*	-	-	-	0,6199***
$\tau$	-	0,0151**	-	-	-	-
$\lambda$	-	-	-	-	-	-
$\Phi$	0,003	-0,0109	0,0025	-0,0409	0,0391	0,0133
Wald	0,57	8,57**	0,13	21,55***	5,88**	18,42***
Jarque-Bera	1,5161	2,981	8,5303**	0,812	0,8992	4,568
White	1,9675	0,9064**	0,312	1,1235	1,7911	0,3841
Log Likelihood	60,944	64,7899	48,9978	48,4019	32,3283	36,0425
R <sup>2</sup>	0,0255	0,2631	0,0054	0,4731	0,2035	0,2986
Nº de observações	22	22	23	24	23	23

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ . A hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada para o modelo espacial de convergência do preço da terra para lavoura no período de 1989 a 1999. Isso também ocorreu no caso do modelo espacial de convergência do preço da terra para pastagem referente ao período completo, de 1979 a 2005. Em ambos os casos, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade.

Entre os anos de 1979 e 1989 (um período no qual as estimativas são realizadas somente por meio de MQO), constata-se que a hipótese de convergência beta-absoluta é rejeitada para os preços das duas categorias de terras (Tabela 7). Esses resultados estão de acordo com a exposição feita no item 3.1, pois tais anos foram caracterizados, de um lado, pela política cambial mais favorável às culturas de exportação e que poderia levar a uma maior valorização das terras na região Centro-Sul, acentuando a divergência regional de seus preços; e, de outro lado, houve maior ênfase na Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) que beneficiava, sobretudo, os produtores rurais das regiões de fronteira, o que atuava no sentido aumentar a demanda e os preços de terras nessas regiões (Goldin; Rezende, 1993). Além disso, não se pode perder de vista que a economia brasileira atravessou, durante esse período de 1979 a 1989, ciclos econômicos e planos de estabilização monetária malsucedidos (Goldin; Rezende, 1993, p. 53), que ora geravam divergência (nas fases de crescimento), ora geravam convergência dos preços de terras (durante a recessão), o que explica a grande flutuação dos desvios-padrão desses preços.

No segundo subperíodo analisado (de 1989 a 1999), contudo, não é possível rejeitar a hipótese de convergência absoluta para os preços de ambos os tipos de terra analisados, sendo que os parâmetros de convergência- $\beta$  absoluta são negativos e estatisticamente significativos a 1% nos modelos utilizados. Nesse caso, o sinal negativo do parâmetro de convergência- $\beta$  absoluta pode indicar que: i) os estados com terras agrícolas relativamente baratas, no início do período, foram aqueles nos quais os preços das terras apresentaram as maiores taxas de crescimento de 1989 a 1999; ou ii) os estados com terras agrícolas relativamente caras, no início do período, foram aqueles nos quais as terras sofreram as maiores desvalorizações de 1989 a 1999. Conforme visto no item 3.1, esses anos foram caracterizados por uma tendência de valorização da taxa de câmbio, bem como de queda nos preços internacionais de produtos agrícolas e agroindustriais de exportação, tais como soja e suco de laranja. Ao mesmo tempo, os processos de desregulamentação e de abertura comercial, conduzidos pelo governo brasileiro entre o final da década de 1980 e o início dos anos de 1990, tiveram fortes impactos negativos sobre os preços de trigo e café (Helfand; Rezende, 2001).

Todos os elementos citados no parágrafo anterior reduziram a renda da agropecuária (e os preços de terras), notadamente na região Centro-Sul, que detinha a maior participação na produção das *commodities* agrícolas. Como os preços por hectare de terras nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste eram os mais elevados, os fatores supracitados contribuíram para a convergência dos preços deles entre os estados brasileiros. Além disso, é possível que a convergência tenha sido intensificada, a partir de 1995, pela grave crise financeira atravessada pelo setor agropecuário. A significativa elevação das taxas de juros após o Plano Real, quando os produtores rurais estavam altamente endividados, representou um duro golpe para o setor agropecuário, especialmente para os produtores da região Centro-Sul, que eram os principais beneficiários da política de crédito rural (Helfand; Rezende, 2001).

Considerando somente o preço de terras para lavouras no período de 1989 a 1999, a estimativa realizada por meio do modelo SAC levou à obtenção de uma velocidade de convergência ( $\Phi$ ) de -0,0432 (Tabela 7). Esse resultado indica que o período teria sido caracterizado por uma redução de 4,32% ao ano entre o preço da terra no momento inicial ( $P_t$ ) e o seu valor de estado estacionário ( $P_*$ ). No caso da convergência beta-absoluta para os preços de terras para pastagens (em que se usou o MQO), os resultados indicaram uma velocidade de convergência ( $\Phi$ ) de 4,09% ao ano no mesmo período de 1989 a 1999 (Tabela 7).

Quanto ao último subperíodo considerado, entre os anos de 1999 e 2005, a hipótese de convergência absoluta é rejeitada tanto para os preços de terras para lavouras como para pastagens (os coeficientes  $\beta$  são positivos e, em sua maioria, estatisticamente significativos). As estimativas obtidas por meio de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO indicam, em ambos os casos, que ocorrem processos de divergência dos preços de terras entre os estados brasileiros. Ao se incorporar o controle da dependência espacial, o coeficiente  $\beta$  estimado torna-se estatisticamente não significativo no caso dos preços de terras para pastagens (apesar de ter sinal positivo). No caso de preços de terras para lavouras, a estimativa realizada por meio de MQO proporcionou um parâmetro  $\Phi$  de 0,0318 (ver Tabela 7), indicando que o período de 1999 a 2005 teria sido caracterizado por uma velocidade de divergência, ou seja, de distanciamento em relação ao nível de estado estacionário, de 3,18% ao ano. No caso de preços de terras para pastagens, em contrapartida, a estimativa obtida por meio do modelo MQO foi de 3,91% ao ano. Isso indica que os preços de terras para pastagens apresentaram um ritmo de aumento das diferenças mais acentuado que aquele observado para os preços de terras para lavouras.

Conforme indicado na seção 2, o aumento na dispersão dos preços de terras de 1999 a 2005 coincidiu com um período no qual as exportações de produtos agropecuários foram favorecidas, ora pela desvalorização do câmbio (entre 1999 e 2002), ora pelo aumento dos preços internacionais (a partir de 2003). Esses fatores, associados à crescente pressão da urbanização, explicariam a acentuada valorização dos preços de terras nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, em detrimento das terras situadas nas regiões Norte e Nordeste.



### 3.3.3 Convergência- $\sigma$

Na Tabela 8, são apresentadas as estimativas de convergência- $\sigma$  para o período completo, entre os anos de 1979 e 2005, e para os intervalos de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. O coeficiente de convergência- $\sigma$  ( $\Psi_2$ ) do período completo (de 1979 a 2005) é negativo para os preços de terras para lavouras e positivo para os preços de terras para pastagens, mas ambos são estatisticamente insignificantes. Observa-se, portanto, que não é possível identificar uma tendência de aumento ou de redução na dispersão dos preços de cada hectare de terras para lavouras ou para pastagens. Assim, apesar da não rejeição da hipótese de convergência- $\beta$  absoluta (conforme visto na seção anterior), o período de 1979 a 2005 não teria sido caracterizado pela ocorrência de convergência- $\sigma$ . Esse resultado é compatível com o apresentado por Barro e Sala-i-Martin (1995), que demonstram que a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

Os resultados da Tabela 8 também permitem observar que os coeficientes  $\Psi_2$  do primeiro subperíodo (de 1979 a 1989) são estatisticamente não significantes a 10%, apesar de positivos. No caso do primeiro subperíodo, como o parâmetro de convergência- $\beta$  absoluta havia sido estatisticamente não significativo a 10% para ambas as categorias de terra (lavouras e pastagens), já era esperado que ele não seria caracterizado pela convergência- $\sigma$ , não sendo possível identificar tendência de aumento ou de redução na dispersão dos preços de terras entre os estados brasileiros entre os anos de 1979 e 1989.

Conforme visto também na seção anterior, o subperíodo intermediário (de 1989 a 1999) foi o único em que a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta não foi rejeitada estatisticamente para os preços por hectare das duas categorias de terra analisadas (terras para lavoura e para pastagem). Assim, há evidências de que a evolução do preço da terra foi caracterizada não somente pela convergência- $\beta$  absoluta (Tabela 7), como também pela convergência- $\sigma$  (Tabela 8), que denota um claro processo de redução da variabilidade ou dispersão do preço da terra ao longo do tempo. Conforme indicado na Tabela 8, essa última hipótese é confirmada para as duas categorias de terra (para lavouras e para pastagens) no subperíodo de 1989 a 1999.

Tabela 8 – Estimativas de convergência- $\sigma$  por tipo de terra e por período

Parâmetros	1979 a 2005		1979 a 1989	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
$\Psi_2$	-0,0003	0,0008	0,0000	0,0019
	(0,0011)	(0,0013)	(0,0020)	(0,0017)
Wald	0,0600	0,3800	0,0000	1,2700
Jarque-Bera	1,4500	1,088	0,7194	0,1399
White	8,3058**	8,4141**	0,3073	3,2919
Durbin-Watson	1,8303	1,8164	1,8834	1,59022
Log Likelihood	65,9167	68,0934	27,98732	30,0334
R <sup>2</sup>	0,0497	0,0014	0,0000	0,1231

Tabela 8 – Estimativas de convergência- $\sigma$  por tipo de terra e por período

Parâmetros	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
$\Psi_2$	-0,0081***	-0,0078***	0,0141***	0,0149***
	(0,0015)	(0,0018)	(0,0016)	(0,0015)
Wald	28,37***	19,50***	78,54***	100,08***
Jarque-Bera	4,4830	6,7340**	0,7173	0,6429
White	2,4465	1,4438	3,1450	1,5804
Durbin-Watson	1,4929	1,3805	1,7970	1,4363

Parâmetros	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
Log Likelihood	31,0075	29,3153	24,7125	25,1598
R <sup>2</sup>	0,7591	0,6842	0,9401	0,9524

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ . Erro-padrão entre parênteses. A partir do teste de White, a hipótese nula de homocedasticidade foi rejeitada a 5% de significância para as regressões dos preços de terras de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) no período de 1979 a 2005. Como contramedida, foram utilizados erros-padrão robustos à heterocedasticidade.

Por fim, é interessante observar que os resultados obtidos para o último subperíodo (de 1999 a 2005) indicam claro processo de divergência, ou seja, de aumento da dispersão dos preços da terra entre estados brasileiros, pois os coeficientes  $\Psi_2$  são positivos e estatisticamente significativos a 1% (Tabela 8). Isso significa que o subperíodo de 1999 a 2005 foi caracterizado por um processo de aumento das diferenças entre os preços de terras agrícolas dos estados brasileiros.

## 4 CONCLUSÕES

Analisando a evolução da dispersão do logaritmo do preço da terra ao longo dos 27 anos avaliados, foi possível identificar três subperíodos distintos, quais sejam, de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005, os quais mostram comportamentos distintos do que se observa quando se considera todo o período de 1979 a 2005. Assim, as estimativas das convergências beta e sigma foram feitas para quatro períodos.

Os resultados referentes ao período completo (de 1979 a 2005) demonstraram a importância de se controlar a autocorrelação espacial nos resíduos. Considerando apenas os resultados obtidos na estimativa via MQO, a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta dos preços teria sido rejeitada para os preços de ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens). Não obstante, a incorporação de variáveis espacialmente defasadas proporcionou significativa alteração nas estimativas dos coeficientes  $\beta$ . Para ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens), os resultados proporcionados pelo modelo SDM não permitiram rejeitar estatisticamente a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta dos preços das terras no período de 1979 a 2005. As velocidades de convergência foram de 1,88% e 1,09% ao ano para os preços das terras para lavouras e para pastagens, respectivamente. Ademais, é importante destacar que a convergência- $\beta$  absoluta não foi acompanhada de convergência- $\sigma$  no período de 1979 a 2005, evidenciando que a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

Os resultados acima, no entanto, encobrem comportamentos distintos ao longo dos 27 anos analisados. Constatou-se que as hipóteses de convergência- $\beta$  absoluta e de convergência- $\sigma$  não foram rejeitadas estatisticamente no subperíodo de 1989 a 1999, embora tenham sido rejeitadas nos demais subperíodos. Ou seja, esses 11 anos (a maior parte referente à década de 1990) geram efeitos que se contrapõem aos anos anteriores e posteriores. Mas qual teria sido a característica distintiva do subperíodo de 1989 a 1999?

Analisando as variáveis macroeconômicas e as políticas adotadas pelo governo brasileiro, observou-se que os anos de 1989 a 1999 foram caracterizados pela tendência de valorização da taxa de câmbio. Esta última teve impacto negativo sobre a renda auferida com culturas de exportação, especialmente com soja e citros. Como essas culturas se concentravam na região Centro-Sul, a renda agropecuária e, conseqüentemente, os preços de terras agrícolas nessa região sofreram os maiores impactos, o que contribuiu para a convergência do preço da terra entre os estados brasileiros.

Além da valorização da taxa de câmbio, fatores como o processo de desregulamentação econômica de alguns setores econômicos e a abertura comercial também desempenharam um papel relevante nesse processo de convergência de preços de terras entre os estados brasileiros. Por último,

mas não menos importante, destaca-se o significativo aumento das taxas de juros reais a partir de 1994 (após o Plano Real), que elevou o endividamento dos produtores rurais, diminuindo o crescimento do setor agropecuário. Em virtude da grande concentração de crédito rural nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, os produtores dessas regiões tiveram que arcar com a maior parte desse custo financeiro, o que certamente diminuiu as negociações com terras, com um impacto negativo sobre o preço desse ativo.

No subperíodo de 1989 a 1999, houve uma redução proporcionalmente maior na renda (e nos preços de terras) das propriedades situadas nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Isso ocorreu, principalmente, pelo fato de que essas regiões apresentavam maior integração em relação ao mercado internacional. No subperíodo de 1999 a 2005, ao contrário, as exportações do setor agropecuário foram beneficiadas por fatores como desvalorização da taxa de câmbio (até o ano de 2003) e aumento dos preços de *commodities* agropecuárias a partir de 2003. Naturalmente, os estados da região Centro-Sul, mais integrados às “correntes” do mercado internacional, foram os principais beneficiários desses processos, de maneira que a renda agropecuária e os preços de terras (para lavouras e para pastagens) apresentaram crescimento proporcionalmente maior, distanciando-se dos preços que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste. Conseqüentemente, a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta foi rejeitada estatisticamente para ambas as categorias de terras no período de 1999 a 2005. No caso de terras para lavouras, inclusive, as estimativas do modelo espacial indicaram divergência, uma vez que o coeficiente de convergência ( $\beta$ ) foi positivo (0,0350) e estatisticamente significativa a 5%.

Infelizmente, a descontinuidade dos dados sobre preços de terras levantados pela FGV para vários estados brasileiros a partir de 2006 dificulta uma análise mais atual do comportamento da existência ou não da convergência desses preços, mas a metodologia adotada neste artigo serve para o acompanhamento da convergência à medida que novas fontes de dados de preços de terra agropecuária estejam disponíveis. Ademais, novos estudos podem lançar luz sobre características e influências que permanecem pouco esclarecidas. Seria interessante, por exemplo, a realização de estimativas de convergência condicional (considerando variáveis como inflação, taxa de juros e volume de crédito rural, entre outras) dos preços de terras agrícolas nos estados brasileiros. Por fim, salienta-se que as estimativas de convergência- $\beta$  absoluta e/ou de convergência condicional também podem ser feitas com os dados agrupados em painel.

## REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, E. S. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
- ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil? **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 46, n. 1, p. 31-52, jan./mar. 2008.
- BACHA, C. J. C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. 1. ed. Campinas: Editora Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C. J. C.; STEGE, A. L.; HARBS, R. Ciclos de preços de terras agrícolas no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, v. 25, n. 4, p. 18-37, 2016.
- BRASIL. **Lei nº 9.393, de 19 de dezembro de 1996**. Dispõe sobre o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural - ITR, sobre pagamento da dívida representada por Títulos da Dívida Agrária e dá outras providências. Disponível em: [https://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/19393.htm](https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19393.htm). Acesso em: 27 ago. 2022.

- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995. 539 p.
- BRANDÃO, A. S. P. O preço da terra no Brasil: verificação de algumas hipóteses. **Ensaios Econômicos da EPGE**, Rio de Janeiro, n. 79, p. 1-86, 1986.
- BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G. C. The behaviour of land prices and land rents in Brazil. *In: AGRICULTURE AND GOVERNMENTS IN AN INTERDEPENDENT WORLD*, 1989, Buenos Aires. **Anais...** Buenos Aires: IAAE, p. 717-727, 1989.
- CASTRO, L. S. Aspectos Espaciais da Produtividade do Leite Brasileiro nos Anos Censitários do Século XXI. **Revista Portuguesa de Estudos Regionais**, n. 61, p. 105-120, 2022.
- COELHO, R. L. P.; FIGUEIREDO, L. Uma Análise da Hipótese da Convergência para os Municípios Brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 3, p. 331-352, jul./set. 2007.
- DIAS, G. L. S.; VIEIRA, C. A.; AMARAL, C. M. **Comportamento do mercado de terras no Brasil**. Santiago de Chile: CEPAL, 2001. 83 p. Disponível em: [http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4478/S01010083\\_pt.pdf?sequence=1](http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/4478/S01010083_pt.pdf?sequence=1). Acesso em: 01 dez. 2017.
- FERNANDES, D. P.; JUSTO, W. R.; ROCHA, R. M. Análise da convergência de renda nos municípios do Rio Grande do Norte, Brasil, entre 1991-2014. **Revista Brasileira de Desenvolvimento Territorial Sustentável GUAJU**, Matinhos, v. 7, n. 2, jul./dez. 2021.
- FERREIRA, P. C. G.; ELLERY JUNIOR, R. G. Convergência entre a renda per capita dos estados brasileiros. **Revista de Econometria**, v. 16, n. 1, p. 83-103, abr. 1996.
- FERREIRA, A. H. B. Concentração regional e dispersão das rendas per capita estaduais: um comentário. **Estudos Econômicos**, v. 20, n. 1, p. 47-63, jan./mar. 1999.
- GASQUES, J. G.; PAUWELS, L.; BASTOS, E. T.; GEBARA, J. J. Preços de terras no Brasil, financiamento e produtividade total dos fatores. *In: ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA*, 44., Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2006, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006 [CD-ROM].
- GOLDIN, I.; REZENDE, G. C. **A Agricultura Brasileira na Década de 80: Crescimento numa Economia em Crise**. Rio de Janeiro: IPEA, 1993 (Série IPEA 138).
- HARBS, R. **Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil**. 205 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2020.
- HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. Brazilian Agriculture in the 1990s: Impact of the Policy Reforms. **Texto para discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 785, jan. 2001. 44 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. **Agriannual 2013: anuário da agricultura brasileira**. São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- LOPES, J. L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 208 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- MALASSISE, R. L. S.; PARRÉ, J. L.; FRAGA, G. J. O Comportamento do Preço da Terra Agrícola: um modelo de painel de dados espaciais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 53, n. 4, p. 645-666, out./dez. 2015.

McCUNN, A.; HUFFMAN, E. E. Convergence in US productivity growth for agriculture: implications of interstate research spillovers for funding agricultural research. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 82, n. 2, p. 370-388, maio 2000.

MELO, F. B. H. Café brasileiro: não a um novo acordo internacional. **Revista de Economia Política**, v. 13, n. 4, p. 37-46, out./dez. 1993.

OLIVEIRA JUNIOR, J. N.; DINIZ, M. B.; CASTELAR, I.; FERREIRA, R. T. Determinação dos clubes de convergência da renda per capita agrícola - uma análise para os municípios cearenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 4, p. 995-1021, out./dez. 2009.

PLATA, L. E. A. **Mercados de terras no Brasil: gênese, determinação de seus preços e políticas**. 2001. 115 p. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2001.

REYDON, B. P. **Mercados de terras agrícolas e determinantes de seus preços no Brasil: um estudo de casos**. 1992. 322 p. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 1992.

REYDON, B. P.; PLATA, L. E. A.; SPAROVEK, G.; GOLDSZMIDT, R. G. B.; TELLES, T. S. Determination and forecast of agricultural land prices. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 24, n. 2, p. 389-408, maio/agosto de 2014.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.

VALDÉS, B. D. **Economic growth: theory, empirics and policy**. Corwall: MPG Books Ltd, 1999. 197 p.