

**Universidade de São Paulo  
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil**

**Ricardo Harbs**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências: Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba  
2020**



**Ricardo Harbs**  
**Bacharel em Ciências Econômicas**

**Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil**

versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018 de 2011

Orientador:  
Prof. Dr. **CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em  
Ciências: Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba**  
**2020**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
DIVISÃO DE BIBLIOTECA – DIBD/ESALQ/USP**

Harbs, Ricardo

Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil /  
Ricardo Harbs. - - versão revisada de acordo com a resolução CoPGr 6018  
de 2011. - - Piracicaba, 2020.

205 p.

Tese (Doutorado) - - USP / Escola Superior de Agricultura “Luiz de  
Queiroz”.

1. Mercado de terras 2. Convergência 3. Fronteira agrícola 4.  
Econometria espacial I. Título

Aos meus pais, Roberto e Rose,  
à minha esposa Vanessa e  
às minhas filhas Diana e Luísa  
**DEDICO.**

## AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Carlos José Caetano Bacha, pela atenção, dedicação e disciplina com as quais conduziu a elaboração desta tese.

Aos Professores Dr. Pedro Valentim Marques, Dra. Miriam Rumenos Piedade Bacchi, e Dr. Carlos Eduardo de Freitas Vian, pelas sugestões e contribuições oferecidas ao desenvolvimento desta tese.

Aos meus pais, Roberto e Rose, que acreditaram em meu projeto de formação, apoiando-me ao longo da jornada na pós-graduação.

À minha esposa Vanessa e às minhas filhas Diana e Luísa, por todo o apoio, compreensão e paciência que tiveram durante os anos de dedicação ao doutorado.

Ao meu irmão Renato Harbs e a todos os meus familiares.

Aos amigos da Fundação Santo André, especialmente ao Professor Ivan Prado Silva.

Aos amigos do Instituto Pecege, em especial ao Prof. Dr. Pedro Valentim Marques, ao Daniel Yokoyama Sonoda, à Daniela Flôres e aos integrantes da equipe de Orientação (divisões acadêmica e de processos), que assumiram minhas atribuições durante a conclusão desta tese.

Aos amigos do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, em especial ao Gustavo Carvalho Moreira, à Nicole Rennó Castro, ao Peterson Felipe Arias Santos e ao Rodrigo Peixoto da Silva, que ofereceram auxílio e informações importantes para o desenvolvimento desta tese.

Ao CNPQ e à CAPES, pelo auxílio financeiro concedido durante o período de realização do doutorado.

Aos professores e funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”.

## SUMÁRIO

<b>RESUMO.....</b>	<b>7</b>
<b>ABSTRACT .....</b>	<b>8</b>
<b>1. INTRODUÇÃO .....</b>	<b>9</b>
1.1. OBJETIVOS .....	16
1.2. FONTES DOS DADOS .....	18
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>24</b>
<b>2. ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO DOS PREÇOS DE TERRAS AGRÍCOLAS ENTRE E DENTRO DOS ESTADOS BRASILEIROS .....</b>	<b>27</b>
2.1. INTRODUÇÃO .....	27
2.2. REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO .....	32
2.2.1. Algumas construções da versão convencional da Economia Regional e suas considerações sobre renda e preço da terra .....	32
2.2.2. Metodologia.....	40
2.3. FONTES DE DADOS .....	44
2.4. RESULTADOS .....	45
2.4.1. Os ciclos de preços de terras agrícolas segundo dados agrupados por estados .....	45
2.4.2. Análise das diferenças de preços de terras entre os estados .....	48
2.4.2.1. As diferenças de preços de terras para lavouras .....	48
2.4.2.2. As diferenças de preços de terras para pastagens .....	55
2.4.3. Análise das diferenças de preços de terras dentro dos Estados .....	62
2.4.3.1. Índices dos preços de terras para lavouras nas microrregiões .....	63
2.4.3.2. Índices dos preços de terras para pastagens nas microrregiões .....	72
2.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	80
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>82</b>
<b>3. MODELO TEÓRICO DE CONVERGÊNCIA DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA E SUA ESTIMATIVA PARA O BRASIL.....</b>	<b>87</b>
3.1. INTRODUÇÃO .....	88
3.2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	91
3.3. REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO .....	94
3.3.1. O modelo de convergência .....	94
3.3.2. Dependência espacial .....	106
3.3.3. Fontes de dados .....	110
3.4. RESULTADOS ECONÔMICOS .....	111
3.4.1. Análise econométrica da convergência dos preços de terras entre estados .....	112
3.4.1.1. Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial.....	112
3.4.1.2. Convergência- $\beta$ absoluta .....	116
3.4.1.3. Convergência- $\sigma$ .....	119
3.4.2. Análise econométrica da convergência de preços de terras entre microrregiões .....	121
3.4.2.1. Convergência- $\beta$ absoluta .....	121
3.4.2.2. Convergência- $\sigma$ .....	125
3.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	125
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>128</b>

<b>4. DETERMINANTES DOS PREÇOS DE TERRAS PARA LAVOURAS NO BRASIL</b>	<b>133</b>
4.1. INTRODUÇÃO.....	134
4.2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA .....	138
4.3. REFERENCIAIS ANALÍTICO E METODOLÓGICO .....	143
4.3.1. Fundamentação teórica .....	143
4.3.2. Metodologia .....	146
4.3.3. Modelo econométrico a ser estimado.....	152
4.4. RESULTADOS.....	160
4.4.1. Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial .....	160
4.4.2. Análise econométrica dos determinantes dos preços de terras para lavouras.....	163
4.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	176
<b>REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....</b>	<b>180</b>
<b>5. CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE .....</b>	<b>187</b>
<b>ANEXOS.....</b>	<b>195</b>



## RESUMO

### **Análise do comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil**

Os estudos feitos sobre os preços de terras agrícolas no Brasil focam, principalmente, suas tendências e ciclos, mas não abordam possíveis associações espaciais desses preços que afetam seus diferenciais, evolução e determinantes. Esta tese, organizada na forma de três capítulos-artigos, utiliza diferentes instrumentais analíticos, estatísticos e econométricos tanto da Economia Regional convencional quanto da chamada Nova Geografia Econômica, combinados com os da economia agrícola, para avaliar a evolução das tendências, das diferenças e dos determinantes dos preços das terras agrícolas no Brasil, desagregando a análise em nível de estados e de suas microrregiões. Procura-se, através da análise interpretativa, estatística e econométrica dos dados, evidenciar se há ou não convergência dos preços de terras agrícolas no Brasil e explicar suas possíveis diferenças regionais. Após a introdução, no capítulo-artigo intitulado “Análise da distribuição dos preços de terras agrícolas entre e dentro dos estados brasileiros”, são elaborados índices de preços de terras agrícolas que permitem inferir sobre a posição de um estado ou de uma microrregião em relação à média de sua categoria de modo a sugerir, ou não, a ocorrência do processo de convergência supracitado. Os resultados analíticos do capítulo sugerem, mas não provam econometricamente, que houve convergência dos preços de terras agrícolas entre os estados brasileiros nos anos de 1989 a 1999, bem como entre as microrregiões do Brasil no subperíodo de 2003 a 2017. No terceiro capítulo-artigo, intitulado “Modelo teórico de convergência do preço da terra agrícola e sua estimativa para o Brasil”, desenvolve-se um modelo teórico para justificar a possível convergência do preço da terra agrícola entre regiões. Em seguida, as hipóteses de convergência  $\beta$  e  $\sigma$  são testadas econometricamente para os preços de terras de duas categorias (para lavouras e para pastagens) considerando dados por estados brasileiros, entre os anos de 1979 e 2005, e em seguida considerando dados por microrregiões brasileiras no subperíodo de 2003 a 2017. Na análise referente aos dados agregados por estados, a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta de preços, de ambas as categorias de terra, não foi rejeitada no período completo em análise (de 1979 a 2005), bem como no subperíodo de 1989 a 1999. No caso da análise de convergência- $\sigma$ , contudo, tal hipótese somente não foi rejeitada para o subperíodo de 1989 a 1999. No referido subperíodo de 1989 a 1999, o processo de convergência foi condicionado por fatores como valorização da taxa de câmbio, abertura comercial e desregulamentação de atividades amparadas pelo governo, a exemplo da cafeicultura e da triticultura. No caso da análise dos preços de terras agregados por microrregiões (de 2003 a 2017), de modo semelhante, a hipótese de convergência  $\beta$  e  $\sigma$  dos preços de terras não foi rejeitada. No quarto capítulo-artigo da tese, intitulado “Determinantes dos preços de terras para lavouras no Brasil”, foram estimados, usando modelos da econometria espacial, os determinantes dos preços de terras para lavouras agregados por microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2017. Foram consideradas as seguintes variáveis explicativas: valor bruto da produção agropecuária; valorização patrimonial; volume de crédito rural; densidade demográfica; precipitação pluviométrica; efetivo do rebanho de bovinos; e percentual de áreas colhidas com as culturas de soja, milho 2ª safra e cana-de-açúcar. As estimativas foram realizadas por meio de dois modelos espaciais, para o Brasil e para as suas grandes regiões. Os resultados econométricos indicaram impactos diferentes dessas variáveis sobre o preço da terra para lavoura segundo o modo de agregação dos dados (para todo o Brasil ou por regiões). Além disso, o modelo espacial regional permitiu que fossem estimados os efeitos diretos e indiretos das variáveis supracitadas sobre os preços de terras para lavouras nas grandes regiões do Brasil.

**Palavras-chave:** Mercado de terras; Convergência; Fronteira agrícola; Econometria espacial

## ABSTRACT

### **Analysis of the agricultural land prices behavior in Brazil**

Studies concerning agricultural land prices in Brazil pay attention mainly on their trends and cycles, but do not address possible spatial associations affecting their differentials, evolution and determinants. This thesis, organized in three chapter-articles, uses different analytical, statistical and economic frameworks both from the conventional Regional Economy and the so-called New Economic Geography together with agriculture economics to assess the evolution of trends, differences and determinants of agricultural land prices in Brazil, splitting the analysis at the level of states and their microregions. Both interpretative, statistical and economic analysis of the data, allow to unveil if there is or there isn't convergence of agricultural land prices in Brazil and its possible regional differences. After introduction, in the chapter-article entitled "Analysis of the agricultural land prices distribution among and within Brazilian states", we calculated price indices that allow inferring about the agricultural land price position of a region in relation to its category average in order to suggest, or not, the occurrence of the convergence process. The analytical results of the chapter suggest, but do not econometrically prove, that there was convergence in the agricultural land prices among states from 1989 to 1999, as well as among microregions in the subperiod from 2003 to 2017. In the third chapter-article, entitled "Theoretical model of agricultural land price convergence and its estimate for Brazil", we developed a theoretical model for showing why the agricultural land price convergence can take place. Then, the convergence ( $\beta$  and  $\sigma$ ) is tested for two categories of agricultural land prices (for crops and pastures) in Brazilian states, from 1979 to 2005, and among Brazilian microregions in the sub-period from 2003 to 2017. Regarding the state level analysis, the  $\beta$ -convergence hypothesis of both categories of land was not rejected in the full period (from 1979 to 2005), as well as in the subperiod from 1989 to 1999. In the case of the  $\sigma$ -convergence analysis, however, this hypothesis was not rejected only for the subperiod from 1989 to 1999. During this last subperiod, it was found that the convergence process was conditioned by factors such as the exchange rate appreciation, trade opening and the deregulation of government supported activities, such as coffee and wheat plantations. Regarding to the microregions analysis (from 2003 to 2017), similarly, the land price convergence ( $\beta$  and  $\sigma$ ) was not rejected. In the fourth chapter-article, entitled "Determinants of agricultural land prices in Brazil", we estimate the cropland prices determinants in Brazilian microregions between 2003 and 2017. The following explanatory variables were considered: gross value of agricultural production; asset valuation; rural credit; demographic density; herd of cattle; rainfall; and the percentage of following crops harvested areas: soybeans, winter corn and sugar cane. Estimates were made, using two spatial models, for Brazil and its regions. Results indicated different impacts of the explanatory variables on cropland prices according the way that dataset was collected (at national or regional level). In addition, the regional spatial model allowed to estimate the direct and spillover effects of the agricultural land prices determinants on Brazilian regions.

**Keywords:** Land market; Convergence; Agricultural frontier; 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).

Entre os autores que se dedicaram à análise do mercado de terras, David Ricardo foi o primeiro a desenvolver uma teoria abrangente, que explicava as condições necessárias à existência da renda da terra, além de apresentar os fatores subjacentes à sua evolução. De acordo com Ricardo, a renda da terra equivale à remuneração pelo seu uso produtivo, independentemente dos ativos ou benfeitorias que compõem um imóvel rural.

Embora o tema tenha sido abordado anteriormente por Adam Smith, David Ricardo chamou a atenção para o fato de que Adam Smith, em algumas ocasiões, havia empregado o termo “renda da terra” de forma inadequada, referindo-se a todos os rendimentos (inclusive lucros) auferidos com a exploração de florestas nativas (RICARDO, 1982, p. 65)<sup>1</sup>.

Para Ricardo, havia uma clara distinção entre a renda da terra propriamente dita, e os lucros e salários pagos a partir de sua exploração. Assim, o lucro corresponderia à remuneração do capital investido em máquinas, equipamentos e benfeitorias utilizados no processo produtivo. De modo semelhante, os investimentos com a implantação de culturas (temporárias ou permanentes) e a aquisição de animais também permitiriam, como contrapartida, a obtenção de lucro. Os salários, por outro lado, seriam a remuneração pelo trabalho empregado na atividade agropecuária. Por fim, a renda da terra corresponderia a uma remuneração, paga ao proprietário como contrapartida pela sua exploração, ou seja, “em troca das forças originais e indestrutíveis da terra” (RICARDO, 1982, p. 65).

De acordo com Ricardo, enquanto um país tivesse grande disponibilidade de terras férteis e de acesso livre, a renda desse fator produtivo seria nula. Isso significa que o crescimento da produção seria realizado mediante a ocupação de terras ociosas, não havendo separação entre produtores (que exploram a atividade agropecuária) e aqueles que detêm a

---

<sup>1</sup> Edição original de 1823.

propriedade da terra. A essa altura, é interessante observar que David Ricardo e Thomas Malthus compartilhavam muitas ideias sobre o tema. Por esse motivo, a teoria de Ricardo estabelece uma conexão entre o crescimento da população e a existência de remuneração pelo uso da terra.

Segundo Ricardo, o crescimento populacional, ao elevar a demanda por alimentos, induziria à exploração de terras de menor fertilidade e/ou de maior distância em relação aos centros consumidores. Naturalmente, essas desvantagens implicariam maiores custos, reduzindo o lucro auferido com a atividade agropecuária. Não obstante, como os lucros e salários seriam definidos de acordo com as condições que vigoravam nas terras de pior qualidade, a exploração destas últimas evidenciaria a existência de uma “renda diferencial” entre as terras de menor e maior qualidade. Isso significa que um produtor, para permanecer nas terras de qualidade superior, estaria disposto a remunerar melhor o seu proprietário. Para Ricardo, a magnitude dessa renda seria definida de acordo com a diferença em relação às terras de qualidade inferior (RICARDO, 1982, p. 66).

Conquanto Ricardo tenha definido a renda da terra, explicitando as condições históricas em que a mesma surgiu, foi Karl Marx quem demonstrou a sua relação com o preço desse fator produtivo. Para Marx, o preço da terra poderia ser calculado com base no valor da renda auferida ao longo de determinado período, descontada de acordo com a taxa de juros prevalente na economia. Assim, Marx afirmava que o preço da terra poderia subir ou cair, mesmo que a renda da terra permanecesse inalterada, a depender do comportamento da taxa de juros (REYDON, 1992, p. 58).

Entretanto, o próprio Marx reconheceu a existência de situações em que o preço da terra poderia superar o valor presente de sua renda. De acordo com esse autor, isso ocorria nas regiões em que predominava a figura do pequeno camponês, onde a propriedade da terra era demasiadamente fragmentada e havia, portanto, um grande número de potenciais compradores. Essa peculiaridade observada por Marx, que dizia respeito à própria estrutura fundiária de uma região, era algo que conferia maior liquidez a essas pequenas propriedades, elevando os seus preços.

A despeito dessa observação, a ideia de que o preço da terra era determinado em função de seu potencial de geração de rendas líquidas (ou quase-rendas) prevaleceu por muitos anos na literatura. Ao longo da década de 1950, contudo, os preços de terras agrícolas nos Estados Unidos passaram a superar o valor presente de seus rendimentos. Essa constatação, que ficou conhecida como “paradoxo do preço da terra”, colocou em xeque a teoria existente, levando os

pesquisadores a empreenderem esforços para identificar outras variáveis, além da renda da terra, que explicassem o preço desse fator produtivo.

Desde a década de 1950, quando surgiram indícios de que outras variáveis, além da renda, poderiam desempenhar um papel relevante para a determinação do preço da terra, foram realizados muitos estudos sobre o mercado de terras no mundo e no Brasil, mas sem integrá-los com o conhecimento gerado pela Economia Regional. Especificamente para nosso país, os estudos buscaram avaliar o comportamento dos preços das terras e seus determinantes (ver, por exemplo, Oliveira e Costa (1977), Brandão (1986), Bacha (1989), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Plata (2001), Gasques et al. (2006), Chang (2012), Ferro e Castro (2013) e Reydon et al. (2014)). Tais estudos, no entanto, em sua maioria, não têm utilizado o instrumental analítico, estatístico e/ou econométrico desenvolvido pela Economia Regional convencional e pela Nova Geografia Econômica (NGE), os quais podem permitir uma nova análise sobre o comportamento dos preços de terras.

O instrumental da NGE foi desenvolvido a partir da década de 1980 para explicar as diferenças de renda *per capita* entre áreas (municípios, estados ou países) e seus comportamentos, avaliando, por exemplo, se há convergência ou divergência dessa renda *per capita* ao longo do tempo e justificando este processo. Essas questões já haviam despertado a atenção de autores como North (1955) e Myrdal (1965)<sup>2</sup>, por exemplo. Além de reconhecerem a existência de grandes disparidades de renda *per capita* entre as regiões, estes autores empreenderam esforços visando a identificação dos fatores que condicionavam esse fenômeno. Para Myrdal (1965), o crescimento econômico de determinadas regiões, quando significativo, frequentemente ocorria em detrimento de outras regiões. Atraídos pela perspectiva de uma remuneração superior, fatores produtivos como capital e trabalho se deslocavam das regiões menos desenvolvidas para as mais desenvolvidas, em um processo cumulativo que tendia a reforçar as disparidades entre essas regiões ao longo do tempo. Na região desenvolvida, o afluxo de mão de obra atuava no sentido de reduzir o salário médio, elevando a remuneração do capital. Conseqüentemente, tal região tornava-se ainda mais atrativa para os investimentos.

Ainda no que diz respeito às vantagens das regiões desenvolvidas, nas quais se observava uma tendência à concentração de maior proporção da população (e de uma proporção ainda maior de capital), Marshall (1982)<sup>3</sup> já havia realizado uma importante análise. De acordo com Marshall (1982), as empresas instaladas em centros industriais se beneficiavam, não somente da abundância de mão de obra – e, conseqüentemente, do relativo baixo nível dos

---

<sup>2</sup> Edição original de 1957.

<sup>3</sup> Edição original de 1890.

salários – como também de economias (de escala) internas e externas. As economias externas, em particular, decorriam justamente da concentração geográfica das firmas, que se beneficiavam de aspectos como proximidade em relação aos fornecedores, de uma infraestrutura comum e, por último, mas não menos importante, de um ambiente propício à troca de informações e à disseminação de conhecimentos sobre novas técnicas de produção.

Apesar dos referidos avanços, que permitiram uma melhor compreensão sobre as diferenças de renda *per capita* entre regiões (municípios, estados e países) e seus determinantes, tais contribuições foram de caráter eminentemente teórico, de maneira que esse campo de conhecimento ainda carecia de formulações matemáticas e de evidências empíricas, que dessem respaldo às teorias propugnadas por autores como North (1955) e Myrdal (1965), por exemplo. Foi somente a partir da década de 1980, com as contribuições de autores como Fujita (1988), Krugman (1991) e Venables (1996), que a Nova Geografia Econômica (NGE) se estabeleceu, fornecendo explicações e embasamento analítico para as disparidades de renda *per capita*, bem como de outras variáveis econômicas através do espaço geográfico. Quando comparada à Economia Regional convencional, também conhecida como teoria da localização, a NGE se distingue pela hipótese de que uma parte da economia opera sob condições de concorrência imperfeita, mais especificamente de competição monopolística, havendo produtos com elasticidade-preço relativamente baixa e, conseqüentemente, espaço para o exercício de poder de mercado por parte das firmas. No caso dos consumidores, de modo semelhante, a função de utilidade é caracterizada pela preferência à diversidade de produtos.

Outros pressupostos da Economia Regional convencional, como a existência de espaço homogêneo e de custos de transporte não nulos, em contrapartida, foram mantidos. Nos modelos da NGE, ademais, considera-se a hipótese de que apenas uma parte da economia opera sob condições de competição perfeita. Em geral, os modelos mais simples da NGE se distinguem pela existência de duas regiões e de dois setores (o moderno e o tradicional) em cada região. O setor moderno (ou indústria) é caracterizado pela competição monopolística, enquanto o setor tradicional (ou agricultura) opera sob condições de concorrência perfeita. A partir dessas premissas básicas, Fujita (1988) demonstra que a região com maior contingente populacional terá uma proporção ainda maior de capital. Esse efeito, também conhecido como “*home market effect*”, deve-se ao fato de que a região mais populosa possui, não somente maior mercado para os produtos e serviços das empresas, como também custos de transporte relativamente reduzidos. Haverá, portanto, uma tendência natural à concentração das empresas no mercado mais populoso.

Uma vez estabelecidas no mercado mais populoso, as empresas também são beneficiadas por economias de escala externas, conforme aludido por Marshall (1982). Além disso, os resultados do modelo indicam que à medida que os custos de transporte caem (ou a integração econômica aumenta), maior tende a ser o efeito de acúmulo (ou atração) de capital para a região populosa. Com a redução dos custos de transporte, naturalmente, as firmas podem se beneficiar de uma localização estratégica (no centro industrial), colhendo todos os benefícios do “*home market effect*”, sem que para isso deixem de atender o mercado da outra região. Entre as principais conclusões do modelo desenvolvido por Fujita (1988), destaca-se o fato de que o maior número de empresas, presente no mercado com maior população, levará a uma competição relativamente maior, elevando a renda e o bem estar de sua população em função dos menores preços praticados. Posteriormente, Krugman (1991) desenvolveu um modelo mais flexível, no qual considerava-se não somente a mobilidade de capital, a exemplo do modelo de Fujita (1988), como também a possibilidade de livre movimento da mão de obra. Os resultados daquele estudo indicaram que esse último fator (mobilidade de mão de obra entre as regiões) tendia a reforçar o efeito de concentração da atividade econômica (em especial da industrial e de serviços), com os trabalhadores qualificados sendo atraídos aos centros industriais em função dos diferenciais de salário real entre as regiões.

No contexto da NGE, os referidos efeitos de atração de capital e de mão de obra para a região mais populosa, quais sejam o tamanho de mercado, os custos de transporte relativamente menores e as economias externas puras, também são conhecidos como **forças centrípetas**, que atuam no sentido de concentração de fatores produtivos (e de renda) em algumas regiões em detrimento de outras. Apesar dessa tendência à concentração de recursos, observada à medida que os custos de transporte caem (ou a integração econômica aumenta), Venables (1996) demonstrou que o aumento da concentração da atividade econômica também teria efeitos adversos, implicando maior competição entre as firmas, aumento do preço de fatores produtivos imóveis (terra) e o que se convencionou chamar de “custo urbano”, que decorre de aspectos como congestionamento e poluição nos centros industriais. Estes fatores, também conhecidos como **forças centrífugas**, atuam no sentido de dispersão, ou seja, de redução das disparidades de preços de fatores produtivos (e de renda) entre as regiões. No modelo proposto por Venables (1996), cunhado com o sugestivo nome de “modelo de desigualdade em forma de sino”, a tendência de aumento da concentração atingiria um limite máximo, a partir do qual as referidas forças centrífugas passariam a sobrepujar as forças centrípetas (de atração), com a consequente redução das disparidades entre as regiões.

As forças centrípetas (de atração de recursos para os centros industriais) levam à divergência, que corresponde ao aumento das disparidades entre as regiões. De modo diferente, as forças centrífugas induzem a um processo de **convergência**, ou seja, de redução das diferenças de renda *per capita*, bem como de preços dos fatores de produção (incluindo a terra) entre as distintas regiões. Quanto aos tipos de convergência, Barro e Sala-i-Martin (1995) chamam a atenção para a existência da convergência- $\beta$  (absoluta e condicional) e da convergência- $\sigma$ . De acordo com Barro e Sala-i-Martin (1995), 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 das regiões, caracterizando a ocorrência de convergência- $\sigma$ . Formalmente, a convergência- $\sigma$  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. Barro e Sala-i-Martin (1995) também chamam a atenção para o fato de que as regiões possuem distintas características, como fatores físicos (edafoclimáticos) e culturais que condicionam o seu potencial de produção, constituindo restrições ao processo de convergência- $\beta$  absoluta. Neste caso poderia surgir o processo de convergência- $\beta$  condicional, ou seja, as variáveis em apreço (como renda *per capita*, por exemplo), convergem para os estados estacionários de suas próprias regiões, os quais são definidos em função das referidas condições pré-existentes.

Outro ponto importante, destacado pela NGE, corresponde à distinção entre as variáveis de primeira e de segunda natureza, que explicam as disparidades observadas entre as regiões. As **variáveis de primeira natureza** são aquelas vinculadas a fatores físicos como clima, relevo, incidência solar, precipitação pluviométrica, distância, latitude e longitude, por exemplo. As **variáveis de segunda natureza**, em contrapartida, são aquelas que resultam da ação humana (como PIB *per capita* e salários, por exemplo) estando associadas às condições de mercado (CRUZ, 2011; STEGE, 2015). Assim, as diferenças entre as regiões podem surgir em função das variáveis de primeira natureza, sendo intensificadas, posteriormente, por variáveis de segunda natureza que tendem a causar um efeito “bola de neve” ou, nas palavras de Myrdal (1965), um processo de “causação circular e acumulativa”. Em trabalhos empíricos usando as construções da NGE, as variáveis de primeira natureza devem ser devidamente controladas, através de procedimentos econométricos, para que se possa inferir sobre o efetivo impacto (direto e indireto) das variáveis de segunda natureza (OTTAVIANO; THISSE, 2004).



É importante observar que as variáveis de primeira e de segunda natureza são associadas a coordenadas geográficas, constituindo dados espaciais. Para evidenciar as consequências das interações entre as regiões, estimando os efeitos de tais variáveis (explicativas) sobre determinada variável de interesse, os trabalhos empíricos da NGE envolvem, necessariamente, a adoção de procedimentos econométricos visando o controle da **dependência espacial**. Conforme indicado por Anselin (1989), a dependência espacial pode surgir da interação entre os agentes (indivíduos e firmas, por exemplo), fazendo com que as variáveis de regiões próximas possuam valores semelhantes. Além das possíveis relações entre variáveis de segunda natureza (que resultam da ação humana), não se pode ignorar o fato de que as variáveis de primeira natureza (como precipitação pluviométrica e temperatura, por exemplo) são naturalmente correlacionadas através do espaço. Nesses casos, de ausência de independência entre os dados espaciais, as estimativas obtidas pelo método de mínimos quadrados ordinários (MQO) podem ser inconsistentes e enviesadas.

Para identificar a existência de dependência espacial em determinada variável, deve-se testar a hipótese nula de aleatoriedade na distribuição espacial da mesma, ou seja, de que os dados se distribuem de forma aleatória através do espaço, contra a hipótese alternativa de autocorrelação espacial. Conforme indicado por Almeida (2012), esse teste pode ser realizado através da estatística *I* de Moran e da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), as quais são complementadas por modelos de econometria espacial. Há uma ampla literatura internacional e nacional utilizando a NGE e seu arcabouço analítico e econométrico para tratar da localização das atividades econômicas e de seu processo de convergência da renda<sup>4</sup>.

Sabe-se que há diferenças de preços de terras no Brasil entre estados e dentro dos estados, mas essas diferenças têm se alterado no tempo (ver Bacha, Harbs e Stege (2018)). Ao se contrapor os conhecimentos gerados pela NGE para explicar o comportamento da renda *per capita* ao que acontece com os preços das terras agrícolas no Brasil, algumas indagações surgem, tais como: (1) Os preços de terras, informados segundo estados e microrregiões, são caracterizados pelo fenômeno de dependência espacial? Se sim, (2) existe convergência entre os preços de terras de diferentes regiões do Brasil? Se sim, (3) a convergência (ou não) dos preços de terras agrícolas pode ser atribuída a que fatores? (4) Quais são os determinantes do preço da terra, segundo grandes regiões, e quais são os seus impactos (diretos e indiretos)? Todas essas perguntas justificam a realização de novos estudos à luz dos modelos e análises elaborados pela Economia Regional convencional e pela NGE (e adicionados das formulações

---

<sup>4</sup> Os congressos de Economia Regional – como, por exemplo, o da European Regional Science Association e da North American Regional Science Council – mostram parte desta literatura.

da economia agrícola) sobre o mercado de terras no Brasil, em especial sobre o comportamento e determinantes de seus preços.

Ao longo desta tese, para efeitos de análise, o preço da terra agrícola corresponde ao preço do hectare da **terra nua**, não sendo considerados os valores de benfeitorias eventualmente incorporadas às propriedades, e nem mesmo os investimentos com a implantação de culturas e/ou aquisição de animais.

### 1.1. Objetivos

De modo a contribuir para elucidar as respostas às questões supracitadas, o **objetivo geral** desta tese, organizada na forma de três capítulos-artigos, é analisar a evolução das tendências, das diferenças e dos determinantes dos preços das terras no Brasil, combinando o instrumental da Economia Regional com o da Economia Agrícola e analisando os aspectos supracitados com os dados agregados por estados e por suas microrregiões.

Os **objetivos específicos** (tratados em cada capítulo-artigo a seguir) são:

- 1) Elaborar um índice que permite avaliar os diferenciais dos preços de terras agrícolas entre estados e dentro dos estados brasileiros, inferindo sobre a possibilidade de ocorrência de convergência ou de divergência desses preços;
- 2) Construir um modelo teórico que justifique a possível ocorrência de convergências  $\beta$  e  $\sigma$  para o preço da terra e estimá-lo considerando dados de preços de terras agregados em nível de estados e de microrregiões brasileiras. Os resultados dessas estimativas são associados a fatores (de ordem política, econômica e institucional) que condicionaram esse processo de convergência ou divergência; e
- 3) Avaliar, através de modelos da econometria espacial, os fatores determinantes do preço da terra agrícola em microrregiões do Brasil.

No capítulo-artigo 2, intitulado “Análise da distribuição dos preços de terras agrícolas entre e dentro dos estados brasileiros”, são elaborados índices de preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens), com o objetivo de avaliar as diferenças (e a evolução dessas diferenças) entre os preços de terras entre os estados e dentro dos estados brasileiros. Para atingir esse objetivo, os índices de preços de terras foram organizados em intervalos de série, sendo apresentados através de mapas (de estados e de microrregiões) nos quais cada série foi associada a uma cor. Esse procedimento facilitou a compreensão da evolução dos diferenciais de preços ao longo do tempo. Adicionalmente, os índices de preços foram analisados por meio

de funções de densidade de probabilidade, além de matrizes de transição dos preços. Essa última forma de apresentação dos dados (através de matrizes de transição) é particularmente interessante, pois permite inferir sobre a ocorrência ou não de associação espacial (e, conseqüentemente, de possível convergência) entre os preços de terras no Brasil e em suas grandes regiões. Para essa finalidade – de inferir sobre associação espacial e possível convergência – também foram elaboradas funções de densidade de probabilidade dos logaritmos dos preços de terras agrícolas.

No capítulo-artigo 3, intitulado “Modelo teórico de convergência do preço da terra agrícola e sua estimativa para o Brasil”, desenvolve-se um modelo teórico específico para explicar a possível convergência do preço desse fator, baseando-se na teoria desenvolvida por Solow (1957), e lançando mão de uma função de produção que incorpora, além dos fatores convencionais (capital e trabalho), a terra. Desse modelo obtém-se uma equação que, ao ser estimada, permite testar a ocorrência ou não de convergência absoluta do preço da terra entre estados e entre microrregiões. Os resultados dessas estimativas são confrontados com fatores conjunturais e políticas econômicas adotadas que os explicam. Neste capítulo-artigo 3, é criada uma clara relação entre o mercado de terras agrícolas e as contribuições da Nova Geografia Econômica (NGE).

No capítulo-artigo 4, intitulado “Determinantes dos preços de terras para lavouras no Brasil”, é realizada uma análise, usando modelos da econometria espacial, com o objetivo de identificar os principais determinantes dos preços de terras para lavouras em microrregiões brasileiras (no período de 2003 a 2017). Tendo como referencial analítico o trabalho desenvolvido por Reydon (1992), o artigo é caracterizado pela seleção de *proxies* para as rendas líquidas (ou quase-rendas) da produção agropecuária e para a valorização patrimonial, além de um conjunto de variáveis representativas do prêmio de liquidez. Ao mesmo tempo, não se pode ignorar o fato de que o preço da terra depende de fatores como precipitação pluviométrica, tipo de solo e relevo, os quais se apresentam correlacionados no âmbito do espaço geográfico e são chamados, pela NGE, de fatores de primeira natureza.

Por fim, o capítulo-artigo 5 constitui uma síntese sobre os principais resultados e conclusões dos capítulos-artigos precedentes, evidenciando suas interrelações e apresentando sugestões de novos estudos sobre os preços de terras agrícolas no Brasil.

Nos próximos três capítulos, elaborados em forma de artigos, são utilizados dados de preços de terras coletados pela FGV e pela FNP. No próximo item dessa introdução, há uma exposição sobre a metodologia de coleta desses dados.

## 1.2. Fontes dos dados

As análises feitas nos próximos capítulos fazem uso dos dados agregados por estados e, em seguida, por microrregiões dentro dos estados. Os primeiros são fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas – FGV e os últimos, pela Informa Economics – FNP. No caso dessa última instituição, as informações sobre os preços de terras podem ser consultadas no Anuário da Agricultura Brasileira – AGRIANUAL. A escolha dessas fontes justifica-se pelo fato de que ambas possuem abrangência nacional. Não obstante, os dados de preços referem-se a diferentes unidades de agregação: no caso da FGV, os preços constituem-se de médias estaduais segundo o tipo de terra (para lavouras, pastagens, matas e campos); a FNP, por outro lado, divulga os dados em nível de microrregião e segundo o tipo de terra (para lavouras, pastagens formadas, pastagens naturais, pastagens nativas, matas e cerrado). As microrregiões da FNP, contudo, são definidas de acordo com seus próprios critérios, não seguindo a divisão estipulada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. A Tabela 1 contém uma comparação entre as pesquisas realizadas por ambas as instituições supracitadas.

Tabela 1 – Algumas características das pesquisas sobre preços de terras realizadas pela FGV e pela FNP

(continua)		
Itens	FGV	FNP
<b>Entidade responsável pelo cálculo do preço da terra</b>	Instituto Brasileiro de Economia/Departamento de Gestão de Dados	Equipe de consultores da Informa <i>Economics</i> FNP
<b>Abrangência</b>	Estados do Brasil	Microrregiões brasileiras
<b>Período disponível</b>	Junho de 1977 a dezembro de 2014	Janeiro/fevereiro de 2002 a 2018
<b>Periodicidade da informação</b>	Dados publicados referentes aos meses de junho e dezembro de cada ano	De 2002 a 2008, foram divulgadas as médias bimestrais. Desde 2009, são divulgadas as médias anuais.
<b>Tipos de terras pesquisadas</b>	Terra nua para lavouras, pastagens, matas e campos.	Terra nua para lavoura, pastagem, mata, cerrado e caatinga, havendo especificação de terra de lavoura por cultura.

Tabela 1 – Algumas características das pesquisas sobre preços de terras realizadas pela FGV e pela FNP

(conclusão)		
Itens	FGV	FNP
<b>Como é feita a coleta de dados</b>	A FGV cota o preço de terras agrícolas na maioria dos estados do Brasil. A FGV faz os questionários e os envia para a EMATER de cada estado, sendo que os extensionistas da EMATER vão até os informantes para aplicar os questionários, que depois são devolvidos para a FGV. A partir desses questionários, a FGV realiza os cálculos dos preços médios da terra em cada estado. Os informantes são, principalmente, fazendeiros e corretores das cidades pesquisadas.	Conta com o apoio de mais de 600 informantes que incluem bancos, imobiliárias, federação de agricultores, institutos de pesquisas e fazendeiros.
<b>Desagregação das informações</b>	Apresenta o valor médio para cada estado brasileiro.	Apresenta o valor mais frequente praticado por microrregião de cada estado.
<b>Meio de divulgação dos dados</b>	Banco de Dados da FGV (acessível para assinantes) e Revista Conjuntura Econômica.	Publicação Agriannual

Fonte: adaptado de Bacha, Stege e Harbs (2016).

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. Conforme se constata pela Tabela 1, existem diferenças em relação ao período de abrangência dos dados. Enquanto a FGV realiza pesquisas de 1977 a 2014, os dados da FNP são mais recentes, remontando ao ano de 2002. Apesar do longo período de abrangência, é importante salientar que as séries de preços de terras da FGV possuem algumas descontinuidades no tempo, bem como unidades da federação que não são pesquisadas, como Amapá, Alagoas e Distrito Federal (Tabela 2). Por esse motivo, para evitar algum tipo de viés, as análises com dados da FGV se restringiram ao período de 1979 a 2005. Embora esta instituição tenha divulgado dados posteriores a esse período (até dezembro de 2014), o seu uso foi prejudicado pela descontinuação de algumas séries de preços. Dependendo do tipo de terra, a pesquisa da FNP também não abrange todas as microrregiões; as suas séries de preços, no entanto, não possuem descontinuidades temporais.

Tabela 2 – Estados para os quais há preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens) divulgados pela FGV em anos selecionados

Estado	Lavouras						Pastagens					
	1977	1979	1989	1999	2005	2014	1977	1979	1989	1999	2005	2014
Rondônia		X	X	X	X			X	X	X	X	
Acre	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	
Amazonas	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Roraima		X	X	X	X			X	X	X	X	
Pará	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Amapá												
Tocantins			X	X	X				X	X	X	X
Maranhão	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	
Piauí	X	X	X	X			X	X	X	X		
Ceará	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Rio Grande do Norte	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	
Paraíba	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Pernambuco	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	X
Alagoas												
Sergipe	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Bahia	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Minas Gerais	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Espírito Santo	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Rio de Janeiro	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
São Paulo	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Paraná	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Santa Catarina	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	
Rio Grande do Sul	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Mato Grosso do Sul	X	X	X	X	X		X	X	X	X	X	
Mato Grosso	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Goiás	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Distrito Federal												

Fonte: Banco de dados da FGV.

Ainda que muitos autores<sup>5</sup> tenham utilizado os dados da FGV, procurando identificar e quantificar os determinantes dos preços de terras agrícolas no Brasil, nenhum estudo foi realizado com o objetivo de destacar os diferenciais desses preços entre os estados brasileiros, e tampouco testou-se a existência, ou não, de convergência entre os preços médios de terras agrícolas entre os estados brasileiros. Desse modo, mesmo lançando mão de uma base de dados bastante utilizada, o seu uso nos capítulos-artigos 2 e 3 é totalmente justificável, levando à obtenção de resultados originais.

No caso dos dados da FGV, deve-se ponderar sobre o fato de que a consideração de um preço médio da terra, por estado, pode ofuscar suas diferenças dentro dos estados. Por isso, nos capítulos-artigos 2 e 3, os dados da FNP foram utilizados de forma complementar à análise conduzida, pois possuem menor nível de agregação e evidenciam, desse modo, as diferenças (e a possibilidade de associação espacial) entre os preços de terras agrícolas **dentro** dos estados. Apesar das diferenças de metodologia de coleta entre os dados divulgados pela FGV e pela FNP, a Tabela 3 permite observar que os preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens), divulgados por ambas as instituições, seguem as mesmas tendências, apesar de assumirem dimensões distintas. Essa constatação justifica, portanto, o uso dos dados da FNP de forma complementar na análise. Não obstante, como as fontes de dados (FGV e FNP) abrangem períodos distintos, as análises foram realizadas de forma separada.

Tabela 3 – Comparação entre os preços de terras para lavoura e para pastagem, no Estado de São Paulo, entre FGV e FNP nos meses de junho de 2002 a 2005

Ano	Preço do hectare de terra para lavoura em reais correntes		Preço do hectare de terra para pastagem em reais correntes	
	FGV	FNP	FGV	FNP
Junho/2002	4.625,52	5.825,60	3.307,38	4.019,21
Junho/2003	6.520,32	8.349,04	4.530,10	4.502,97
Junho/2004	8.109,23	10.688,04	5.687,29	5.956,81
Junho/2005	8.998,46	11.197,49	6.557,72	6.122,81

Fonte: FGV e Informa *Economics* - FNP.

No caso da FNP, foram analisados os preços de terras (para lavouras e para pastagens), referentes às microrregiões pesquisadas pela instituição, entre os anos de 2003 e 2017. Na Figura 1, é possível consultar a descrição e a localização das 133 microrregiões pesquisadas pela FNP. Em função de sua baixa participação na produção agropecuária, as regiões

<sup>5</sup> Entre os autores que utilizaram dados da FGV, pode-se mencionar: Oliveira e Costa (1977), Brandão (1986), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Plata (2001) e Gasques et al. (2006), por exemplo.

metropolitanas de São Paulo e do Rio de Janeiro não são pesquisadas pela instituição. Além disso, existem algumas microrregiões nas quais os preços de terras para lavouras e/ou para pastagens não são informados. Isso ocorre pelo fato de que essas microrregiões são caracterizadas pelo predomínio de outros tipos (ou categorias) de terras<sup>6</sup>. No que tange às terras para lavouras, foram selecionados os preços das terras de maior produtividade (e com maior valor) de cada região. Na ausência dessa categoria, foram registrados os preços de terras de média e de baixa produtividade, nessa ordem de prioridade.

Em virtude da indisponibilidade de preços de terras para lavouras (durante todo o período de análise), não foram consideradas as microrregiões de Imperatriz/MA (115), São Luís/MA (118), Redenção/PA (120), Ilhas/PA (122), Rio Branco/AC (126), Tarauacá/AC (127), Boca do Acre/AM (128) e Caracará/RR (131) – esses números entre parênteses localizam a microrregião na Figura 1. Nos capítulos 2, 3 e 4, portanto, as análises foram realizadas com base em dados de 125 microrregiões.

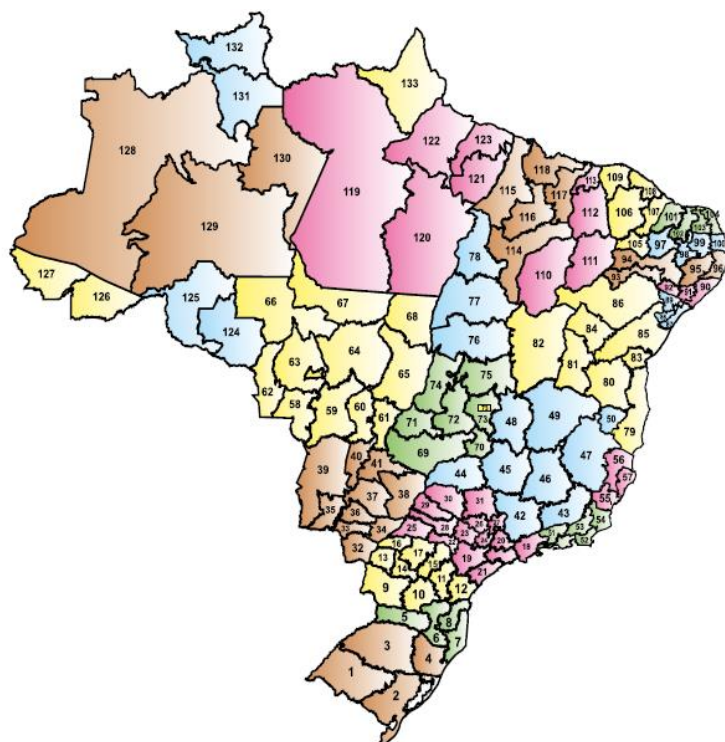
Quanto às terras para pastagens, foram selecionados os preços referentes às categorias que geram maior rendimento animal. Quando havia mais de uma informação referente ao mesmo tipo de pastagem, considerou-se a média dos preços informados. Devido à ausência de preços de terras para pastagens (durante todo o período de análise), não foram consideradas as microrregiões do Perímetro Irrigado de São Francisco/PE (93), Oeste Potiguar/RN (101), Agreste Potiguar/RN (103), Médio e Baixo Jaguaribe/CE (107), Litoral Cearense/CE (108) e Boa Vista/RR (132). No caso de preços de terras para pastagens, portanto, as análises dos capítulos 2 e 3 foram realizadas com base em dados de 127 microrregiões.

Para ambas as fontes de dados (FGV e FNP), 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. Estes preços foram utilizados nas análises conduzidas nos capítulos-artigos 2, 3 e 4 desta tese.

---

<sup>6</sup> A Informa *Economics* - FNP opta por divulgar as informações referentes às categorias de terras transacionadas com maior frequência em cada microrregião.





- |                                |                                  |   |                                   |
|--------------------------------|----------------------------------|---|-----------------------------------|
| 1. Uruguaiana (RS)             | 34. Nova Andradina (MS)          | 67. Alta Floresta (MT)                    | 100. Mata Paraibana (PB)          |
| 2. Pelotas (RS)                | 5. Bodoquena (MS)                | 68. Vila Rica (MT)                        | 101. Oeste Potiguar (RN)          |
| 3. Passo Fundo (RS)            | 36. Rio Brillhante (MS)          | 69. Rio Verde (GO)                        | 102. Potiguar Central (RN)        |
| 4. Caxias do Sul (RS)          | 37. Campo Grande (MS)            | 70. Catalão (GO)                          | 103. Agreste Potiguar (RN)        |
| 5. Chapecó (SC)                | 38. Três Lagoas (MS)             | 71. Iporá (GO)                            | 104. Leste Potiguar (RN)          |
| 6. Lages (SC)                  | 39. Corumbá (MS)                 | 72. Entorno de Goiânia (GO)               | 105. Cariri (CE)                  |
| 7. Florianópolis (SC)          | 40. Coxim (MS)                   | 73. Entorno de Brasília (GO)              | 106. Sertão Central Cearense (CE) |
| 8. Joinville (SC)              | 41. Chapadão do Sul (MS)         | 74. Mozarlândia (GO)                      | 107. Médio e Baixo Jaguaribe (CE) |
| 9. Cascavel (PR)               | 42. Pouso Alegre (MG)            | 75. Posse (GO)                            | 108. Litoral Cearense (CE)        |
| 10. Guarapuava (PR)            | 43. Juiz de Fora (MG)            | 76. Gurupi (TO)                           | 109. Sobral (CE)                  |
| 11. Ponta Grossa (PR)          | 44. Uberlândia (MG)              | 77. Palmas (TO)                           | 110. Uruçuí (PI)                  |
| 12. Curitiba (PR)              | 45. Araxá (MG)                   | 78. Araguaína (TO)                        | 111. Picos (PI)                   |
| 13. Umuarama (PR)              | 46. Belo Horizonte (MG)          | 79. Sudeste Baiano (BA)                   | 112. Teresina (PI)                |
| 14. Campo Mourão (PR)          | 47. Governador Valadares (MG)    | 80. Vitória da Conquista (BA)             | 113. Parnaíba (PI)                |
| 15. Telêmaco Borba (PR)        | 48. Unai (MG)                    | 81. Guanambi (BA)                         | 114. Balsas (MA)                  |
| 16. Paranavaí (PR)             | 49. Montes Claros (MG)           | 82. Oeste Baiano (BA)                     | 115. Imperatriz (MA)              |
| 17. Londrina (PR)              | 50. Jequitinhonha (MG)           | 83. Recôncavo Baiano (BA)                 | 116. Bacabal (MA)                 |
| 18. Vale do Paraíba (SP)       | 51. Resende (RJ)                 | 84. Irecê (BA)                            | 117. Codó (MA)                    |
| 19. Itapetininga (SP)          | 52. Macaé (RJ)                   | 85. Alagoinhas (BA)                       | 118. São Luís (MA)                |
| 20. Campinas (SP)              | 53. Nova Friburgo (RJ)           | 86. Juazeiro (BA)                         | 119. Santarém (PA)                |
| 21. Vale do Ribeira (SP)       | 54. Campos dos Goytacazes (RJ)   | 87. Zona da Mata Sergipana (SE)           | 120. Redenção (PA)                |
| 22. Ourinhos (SP)              | 55. Cachoeiro de Itapemirim (ES) | 88. Agreste Sergipano (SE)                | 121. Paragominas (PA)             |
| 23. Bauru (SP)                 | 56. Colatina (ES)                | 89. Sertão Sergipano (SE)                 | 122. Ilhas (PA)                   |
| 24. Piracicaba (SP)            | 57. Linhares (ES)                | 90. Zona da Mata Alagoana (AL)            | 123. Belém (PA)                   |
| 25. Presidente Prudente (SP)   | 58. Cáceres (MT)                 | 91. Agreste Alagoano (AL)                 | 124. Cacoal (RO)                  |
| 26. Araraquara (SP)            | 59. Cuiabá (MT)                  | 92. Sertão Alagoano (AL)                  | 125. Porto Velho (RO)             |
| 27. Pirassununga (SP)          | 60. Rondonópolis (MT)            | 93. Perímetro Irrigado São Francisco (PE) | 126. Rio Branco (AC)              |
| 28. Marília (SP)               | 61. Alto Araguaia (MT)           | 94. Sertão Pernambucano (PE)              | 127. Tarauacá (AC)                |
| 29. Araçatuba (SP)             | 62. Pontes e Lacerda (MT)        | 95. Agreste Pernambucano (PE)             | 128. Boca do Acre (AM)            |
| 30. São José do Rio Preto (SP) | 63. Tangará da Serra (MT)        | 96. Zona da Mata Pernambucana (PE)        | 129. Humaitá (AM)                 |
| 31. Ribeirão Preto (SP)        | 64. Sinop (MT)                   | 97. Sertão Paraibano (PB)                 | 130. Baixo Amazonas (AM)          |
| 32. Naviraí (MS)               | 65. Barra do Garças (MT)         | 98. Borborema (PB)                        | 131. Caracaraí (RR)               |
| 33. Dourados (MS)              | 66. Aripuanã (MT)                | 99. Agreste Paraibano (PB)                | 132. Boa Vista (RR)               |
|                                |                                  |   | 133. Macapá (AP)                  |

Figura 1 – Regiões pesquisadas pela FNP

Fonte: FNP (2017).

Devido ao fato dos dados de preços de terras levantados pela FGV e pela FNP terem abrangência territorial e temporal distintas, eles podem ser usados de modo complementar nas análises conduzidas nos próximos capítulos.

O próximo capítulo-artigo apresenta os resultados de uma metodologia nova (o cálculo dos índices de preços relativos de terras) para ilustrar sua relação espacial entre os estados e dentro dos estados brasileiros. Ao diagnosticar essas relações espaciais poder-se-á estimar, no capítulo 3, as convergências  $\beta$  e  $\sigma$  para os preços de terras no Brasil.

### Referências bibliográficas

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
- ANSELIN, L. **What is Special About Spatial Data?** Alternative Perspectives on Spatial Data Analysis (89-4). UC Santa Barbara: National Center for Geographic Information and Analysis. 1989. Disponível em: <https://escholarship.org/uc/item/3ph5k0d4>. Acesso em: 06 jun. 2020.
- BACHA, C.J.C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. 1. ed. Campinas: Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C.J.C. A determinação do preço de venda e de aluguel da terra na agricultura. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 19, número 3, p. 443-456, 1989.
- 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.
- BACHA, C.J.C.; HARBS, R.; STEGE, A.L. Preços de Terras no Brasil: diferenças entre fronteira e não fronteira agrícola. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos**. Campinas: Alínea, 2018. cap. 3, p. 65-93.
- 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 EPGA**. 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.
- CHANG, F.L.N.C. **Mudanças nos usos e preços de terras do Estado de São Paulo** – período de 1995 a 2010. 161p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- CRUZ, B.O. Uma breve incursão em aspectos regionais da nova geografia econômica. In: CRUZ, B.O.; FURTADO, B.A.; MONASTERIO, L.; RODRIGUES JÚNIOR, W. (Org.).

- Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil.** Brasília: Ipea, 2011. cap. 5, p. 141-182.
- 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.
- FERRO, A.B.; CASTRO, E.R. Determinantes dos preços de terra no Brasil: uma análise de região de fronteira agrícola e áreas tradicionais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 3, p. 591-610, 2013.
- FUJITA, M. A monopolistic competition model of spatial agglomeration: a differentiated product approach. **Regional Science and Urban Economics**, v. 18, p. 87-124, 1988.
- GASQUES, J.G.; PAUWELS, L.; BASTOS, E.T.; GEBARA, J.J. Preços de terras no Brasil, financiamento e produtividade total dos fatores. In: 44º Encontro da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2006, Fortaleza, **Anais...** Fortaleza: Sober, 2006 [CD-ROM].
- INFORMA ECONOMICS FNP. **Agrianual 2013: anuário da agricultura brasileira.** São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- KRUGMAN, P. Increasing returns and economic geography. **Journal of Political Economy**, v. 99, p. 483-499, 1991.
- MARSHALL, A. **Princípios de economia.** São Paulo: Abril Cultural, 1982. 272 p.
- MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas.** Rio de Janeiro: Editora Saga, 1965. 240 p.
- NORTH, D. Location theory and regional economic growth. **Journal of Political Economy**, v. 63, n. 3, p. 243-58, 1955.
- OLIVEIRA, J.T.; COSTA, I.D.N. Evolução recente do preço de terra no Brasil: 1966-1974. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.15, n.3, p. 259-276, 1977.
- OTTAVIANO, G.; THISSE, J. Agglomeration and economic geography. In: HENDERSON, J.; THISSE, J. **Handbook of Regional and Urban Economics**, v. 4, cap. 58, 2004.
- 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,  
Vol. 24, n. 2, p. 389-408, mai./ago. 2014.

RICARDO, D. **Princípios de economia política e tributação**. São Paulo: Abril Cultural, 1982.  
284 p.

SOLOW, R.M. Technical change and the aggregate production function. **Review of  
Economics and Statistics**, v. 39, n. 1, p. 312-320, 1957.

STEGE, A.L. **Análise da intensidade agrícola dos municípios de alguns estados brasileiros  
nos anos de 2000 e 2010**. 2015. 162 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola  
Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2015.

VENABLES, A. Equilibrium locations of vertically linked industries. **International Economic  
Review**, v. 37, n. 2, p. 341-59, 1996.

## 2. ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO DOS PREÇOS DE TERRAS AGRÍCOLAS ENTRE E DENTRO DOS ESTADOS BRASILEIROS

### Resumo

Neste capítulo-artigo, são avaliados os diferenciais dos preços de terras agrícolas para lavouras e para pastagens no período de 1979 a 2017, considerando a comparação entre estados e dentro dos estados brasileiros. Na primeira parte do capítulo, que cobre o período de 1979 a 2005, são avaliadas as diferenças dos preços de terras agrícolas **entre** os estados brasileiros nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005. Esses anos constituem marcos de análise, correspondendo ao início ou ao final de diferentes tendências de dispersão dos preços de terras agrícolas. Na segunda parte do capítulo-artigo, que abrange o período de 2003 a 2017, são analisados os diferenciais de preços de terras agrícolas **dentro** dos estados brasileiros. Em ambas as partes, são calculados índices de preços que permitem inferir sobre a posição do preço da terra agrícola em relação à média de sua categoria. Aparentemente, houve convergência dos preços de terras agrícolas **entre** os estados brasileiros de 1989 a 1999, bem como **dentro** dos estados no subperíodo de 2003 a 2017. Nesse último subperíodo, contudo, a aparente convergência dos preços de terras agrícolas ocorreu em um contexto geral de prosperidade do setor agropecuário, sendo condicionada, principalmente, pelo aumento na demanda internacional por *commodities* agrícolas. Em anos recentes, portanto, o processo de convergência do preço da terra esteve associado à expansão da fronteira agrícola e ao desenvolvimento de localidades menos favorecidas.

**Palavras-chave:** Mercado de terras; Economia regional; Fronteira agrícola

### Abstract

In this chapter-article, we evaluate the differences among agricultural land prices for crops and pastures from 1979 to 2017, considering the analysis among and within the Brazilian states. In the first stage of the research, covering the years from 1979 to 2005, we analyzed the differences **among** agricultural land prices in Brazilian states in the following years: 1979, 1989, 1999 and 2005. These years mark the beginning or the end of different trends in the agricultural land prices dispersion. In the second stage of the research, covering the years from 2003 to 2017, we analyzed agricultural land price differentials **within** Brazilian states. In this sense, we calculated price indices that allow inferring about the agricultural land price position of a specific region in relation to its category average. Apparently, there was convergence in the agricultural land prices between 1989 and 1999, as well as in the subperiod from 2003 to 2017. In the recent subperiod, however, the convergence of agricultural land prices took place in a general context of prosperity, and the main factor for its occurrence was the increasing foreign demand for Brazilian agricultural commodities. In recent years, the convergence of agricultural land prices was associated with the expansion of the agricultural frontier and the development of less developed locations.

**Keywords:** Land market; Regional economy; Agricultural frontier

### 2.1. Introdução

A dinâmica do mercado de terras agrícolas, no Brasil, constitui um tema de grande interesse, tendo sido explorado por vários autores ao longo dos anos. A atenção dedicada ao

assunto é totalmente justificável, uma vez que o preço da terra é um fator determinante para a realização de investimentos e, conseqüentemente, para a alocação de recursos através do espaço geográfico. Mais que isso, as diferenças entre os preços de terras refletem as desigualdades regionais, que estão relacionadas ao grau de desenvolvimento e à integração aos mercados doméstico e internacional. Assim, a análise do mercado de terras pode evidenciar tanto as fragilidades quanto as potencialidades da agropecuária brasileira, bem como as regiões e os setores que carecem de investimentos em pesquisa, tecnologia e infraestrutura. Ao mesmo tempo, a compreensão acerca da distribuição espacial dos preços de terras, combinada ao diagnóstico das cadeias agroindustriais, lança luz sobre oportunidades de investimentos em regiões nas quais esse fator produtivo ainda é relativamente barato, possuindo perspectivas de rápida valorização.

Em função dos elementos supracitados, foram empreendidos muitos esforços visando a identificação dos fatores determinantes da evolução dos preços de terras no Brasil (do seu patamar, mas não de suas diferenças). A maior parte dos trabalhos, contudo, é caracterizada pelo uso de informações agregadas, que levam a conclusões sobre o comportamento do preço da terra em nível nacional. Nessa linha, destacam-se os trabalhos empíricos de Brandão (1986), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001) e Plata (2001), entre outros. De outro lado, foram realizadas pesquisas sobre o mercado de terras que se restringiram a estados e a regiões específicas. Entre os trabalhos pertencentes a esse último grupo, pode-se mencionar os de Bacha (1989), Rahal (2003), Chang (2012) e Reydon et al. (2014). Entretanto, poucas iniciativas foram empreendidas com o objetivo de destacar os **diferenciais** de preços de terras entre as regiões, estados ou microrregiões do Brasil.

De modo semelhante, pouca atenção tem sido reservada aos fatores, de ordem conjuntural ou local, que conferiram trajetórias distintas aos preços de terras agrícolas em unidades da federação ou em grandes regiões brasileiras. Entre as poucas iniciativas, é possível que a mais antiga seja o trabalho desenvolvido por Oliveira e Costa (1977 apud RAHAL, 2003). Considerando o período de 1966 a 1974, esses autores avaliaram os determinantes do preço da terra para fins agropecuários (lavouras e pastagens) em 16 estados brasileiros<sup>7</sup>. Apesar de abranger um período relativamente curto, o trabalho evidenciou a importância dos preços dos produtos agropecuários, bem como os efeitos de investimentos em infraestrutura de transporte (pavimentação de estradas, por exemplo) sobre os preços de terras em unidades da federação com distintos graus de desenvolvimento econômico.

---

<sup>7</sup> Em sua análise empírica, Oliveira e Costa (1977 apud RAHAL, 2003) consideraram os seguintes estados: RS, SC, PR, RJ, ES, MG, MT, GO, BA, SE, AL, PE, PB, RN, CE e MA.

Com base em dados da Fundação Getúlio Vargas – FGV, Gasques et al. (2006) teceram algumas considerações sobre a evolução dos preços de terras (para lavouras e para pastagens) nos estados brasileiros. Sem destacar a presença de ciclos nos comportamentos dos preços de terras, Gasques et al. (2006) constataram que houve, no período de 1977 a 2004, um decréscimo médio de 1,59% e de 1,87% ao semestre nos preços de terras para lavouras e para pecuária, respectivamente. Não obstante, segundo o mesmo trabalho, os preços de terras para lavouras e para pecuária apresentaram crescimentos médios de 6,06% e 5,94% ao semestre, respectivamente, nos anos de 2000 a 2004. De acordo com Gasques et al. (2006), essa tendência de alta de preços de terra no começo dos anos 2000 foi liderada pelos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e dos estados sulinos, nos quais houve acentuada valorização dos preços de terras de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) de 2000 a 2004.

Com base em dados divulgados pela consultoria Informa Economics – FNP, Ferro e Castro (2013) avaliaram os determinantes do preço da terra agrícola, no Brasil, entre os anos de 2002 e 2010. Considerando somente os preços de terras para lavouras, os autores realizaram estimativas para três regiões distintas, classificadas como: de transição (na região Centro-Oeste), desenvolvida (na região Sul) e de fronteira, também conhecida como MATOPIBA (abrangendo as áreas ocupadas com a vegetação de cerrado em grande parte do leste do Maranhão, no estado de Tocantins, no oeste do Piauí e no noroeste da Bahia). Sem embargo, a divisão entre regiões com diferentes características (e graus de ocupação agrícola) constituiu uma das principais contribuições desse artigo, permitindo a realização de estimativas para avaliar os impactos dos seguintes determinantes sobre os preços de terras: preço e produtividade da soja, área cultivada com lavouras perenes e temporárias (utilizada como *proxy* para a demanda por terras com lavouras) e crédito rural de custeio, entre outras.

Mais recentemente, Bacha, Harbs e Stege (2018) analisaram a evolução dos preços de terras para lavouras e para pastagens, além de terras incultas (ocupadas com vegetação nativa) no Brasil, com base em dados divulgados pela Fundação Getúlio Vargas – FGV e pela Informa Economics – FNP. A partir dos dados da FGV, os autores destacaram os ciclos dos preços de terras entre os anos de 1977 e 2015, evidenciando as diferenças desses ciclos entre estados e grandes regiões do Brasil. No caso da FNP, embora as séries de preços de terras agrícolas sejam mais recentes – cobrindo o período de 2002 a 2017 – os dados possuem menor nível de agregação, sendo levantados em nível de microrregiões (definidas pela própria instituição) e de acordo com a aptidão e/ou o tipo de cultivo da terra. Desse modo, foi possível analisar a evolução dos preços de terras nuas, segundo o tipo de lavoura conduzida, em cada região do Brasil. Ademais, o nível de agregação permitiu que os dados referentes à região do MATOPIBA

fossem separados e comparados com os preços praticados em outras regiões do país, inclusive nas demais localidades das regiões Norte e Nordeste. Através desse procedimento, foi possível avaliar a evolução diferenciada dos preços de terras em microrregiões que compõem a atual fronteira agrícola no Brasil.

Apesar das contribuições oferecidas pelos estudos supracitados, algumas questões permanecem em aberto: Como evoluíram os preços de terras (para lavouras e para pastagens) **entre** os estados e **dentro** dos mesmos no Brasil? Quais foram os principais determinantes dos preços de terras no passado e em anos recentes? Os preços de terras em regiões menos desenvolvidas – especialmente nas regiões Norte e Nordeste – cresceram de forma mais rápida, convergindo para os patamares que vigoram nas demais regiões do Brasil? Ao que parece, essas questões ainda não foram totalmente esclarecidas, exigindo maior aprofundamento e discussão sobre o tema. Ao mesmo tempo, não se pode perder de vista que o período recente, abrangendo o início da década de 2000 até a segunda metade da década de 2010, foi caracterizado por grandes mudanças na economia nacional e, principalmente, no contexto internacional. É possível que o crescimento na demanda internacional por *commodities* agrícolas tenha alterado, de forma significativa, a distribuição dos preços de terras no Brasil. Todas essas dúvidas e hipóteses, a serem confirmadas, motivam a realização do presente estudo.

A principal questão, que perpassa todo o capítulo-artigo, diz respeito à evolução diferenciada do preço da terra entre estados e dentro dos mesmos no Brasil. Neste último aspecto, consideram-se microrregiões. Naturalmente, essa análise não pode ser realizada sem o respaldo de uma ou mais teorias, que estabeleçam uma clara relação entre as causas e os efeitos sobre os preços de terras de diferentes categorias. Embora muitos trabalhos contenham uma fundamentação teórica, apresentando variáveis que exercem algum tipo de influência sobre o preço da terra, o que se nota é a ausência de um tratamento sistêmico, que leve em conta a dimensão espacial ou locacional da variável em análise. Em se tratando de um fenômeno espacial, pouca atenção tem sido reservada ao arcabouço teórico da economia regional, especialmente à teoria clássica da localização e às teorias de desenvolvimento regional com ênfase nos fatores de aglomeração, para explicar o comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil. Apesar de sua longevidade, essas teorias fornecem importante base conceitual, sem a qual não é possível apreciar a dinâmica do mercado de terras em toda a sua extensão e riqueza de detalhes.

Assim, o objetivo geral desse capítulo-artigo consiste em analisar a evolução das diferenças entre os preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens) **entre** os estados e **dentro** dos mesmos, elucidando os fatores que teriam levado à convergência ou não desses



preços no período de 1979 a 2017. A partir dos preços de um hectare de terras agrícolas nuas em cada unidade *cross section* (estados ou microrregiões), e levando-se em conta o preço médio de um hectare da terra no Brasil, será construído um índice de preços relativos para ambas as categorias (terras para lavouras e para pastagens) em nível de estado ou de sua microrregião.

Especificamente, pretende-se:

- i) Analisar a distribuição dos índices de preços relativos de terras nuas (para lavouras ou para pastagens) entre os estados brasileiros, identificando os fatores que podem ter levado à sua associação espacial e possível convergência (ou não) entre anos específicos, a saber: 1979, 1989, 1999 e 2005;
- ii) Analisar a distribuição dos índices de preços relativos de terras (para lavouras ou para pastagens) entre as microrregiões brasileiras<sup>8</sup>, identificando os fatores que podem ter levado à sua convergência (ou não) entre os anos de 2003 e de 2017;
- iii) Ao nível de agregação e para os anos supracitados, procura-se identificar *clusters* de preços relativos de terras.

Essas análises serão feitas à luz das teorias de aglomeração e localização elaboradas pela chamada Economia Regional convencional. Para atingir esses objetivos, o capítulo-artigo divide-se em mais quatro seções. Logo após essa introdução, apresenta-se o referencial analítico e metodológico abrangendo a teoria de localização proposta por Von Thünen (1826 apud MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011), bem como as teorias de desenvolvimento regional com ênfase nos fatores de aglomeração. Ao final da segunda seção, procurar-se-á estabelecer uma clara relação entre as teorias supracitadas e a evolução dos diferenciais dos preços de terras agrícolas no território brasileiro. A seção 2.3 contém uma breve exposição acerca das fontes de dados utilizados, com destaque para as principais características das informações divulgadas pela FGV e pela FNP e como as mesmas são utilizadas para calcular os índices de preços relativos de terras. A seção 2.4 é reservada à apresentação dos resultados, que consistem em mapas temáticos, ou seja, representações da superfície terrestre com índices de preços relativos de terras para estados e microrregiões dentro desses estados, além das funções de densidade de probabilidade (dos índices de preços e dos logaritmos dos preços) e matrizes de transição dos índices de preços de terras, de acordo com as fontes de dados (FGV e FNP) e para duas categorias de terra (para lavouras e para pastagens) selecionadas para a análise. Por fim, a seção 2.5 contém uma síntese com as principais conclusões do capítulo-artigo.

---

<sup>8</sup> Definidas de acordo com os critérios da FNP.

## 2.2. Referenciais analítico e metodológico

### 2.2.1. Algumas construções da versão convencional da Economia Regional e suas considerações sobre renda e preço da terra

Celebrado como o precursor da economia regional, Von Thünen (1826 apud MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011) desenvolveu um modelo relativamente simples que, partindo de algumas hipóteses básicas, fornece uma explicação para a localização das atividades agrícolas dentro do espaço. Entre os pressupostos do modelo de Von Thünen, destacam-se: mercados operando em competição perfeita; território homogêneo; agentes tomadores de preços; e preços de produtos agrícolas fixados na cidade. A esses pressupostos, deve-se acrescentar o de que a localização da cidade – tida como referência para a formação de preços – é determinada de forma exógena ao modelo.

De acordo com o modelo de Von Thünen, os produtores localizados na cidade conseguem vender a sua mercadoria ao preço ( $P$ ) máximo. Não obstante, como se trata de um mercado de livre concorrência, o valor de arrendamento da terra ao redor das cidades será proporcionalmente maior do que o vigente em regiões mais distantes, eliminando o lucro extraordinário que, de outro modo, seria obtido por aqueles produtores. Em função dos custos de transporte ( $t$ ), a renda ( $R$ ) auferida com a venda da produção tende a cair à medida em que aumenta a distância ( $d$ ) das propriedades agropecuárias em relação à cidade. Formalmente, a renda obtida por  $m^2$  (ou acre, ou hectare) da terra pode ser determinada a partir da seguinte expressão:

$$R = [P - C - (t \times d)]N \quad (1)$$

Na expressão (1),  $R$  corresponde à renda por metro quadrado (acre ou hectare) de terra;  $P$  constitui o preço do produto agrícola na cidade;  $C$  equivale ao custo de produção;  $t$  corresponde ao custo de transporte por quilômetro;  $d$  é a distância da propriedade agropecuária em relação à cidade, em quilômetros; e  $N$  corresponde à produtividade ou produção por metro quadrado (ou por acre ou por hectare). A Figura 1 ilustra o gradiente de renda para determinado produto, obtido mediante aplicação da expressão (1).

A partir da expressão (1) e com o auxílio da Figura 1, é possível observar que fatores como o aumento do preço ( $P$ ) ou a redução do custo de produção ( $C$ ) geram, como consequência, o deslocamento paralelo da curva de gradiente para a direita, resultando em expansão da fronteira agrícola. Analogamente, a redução do custo de transporte ( $t$ ) implica em rotação da curva de gradiente – em torno do ponto de renda máxima ( $R_{\max}$ ) – ampliando, por

consequente, a área em que a produção é viável. Além disso, deve-se considerar que o aumento da produção por metro quadrado ( $N$ ) também resulta em deslocamento paralelo da curva de gradiente para a direita na Figura 1, ampliando a renda agrícola de produtores localizados a uma mesma distância da cidade, bem como a distância máxima em que é possível cultivar o produto em questão, remunerando todos os fatores produtivos.

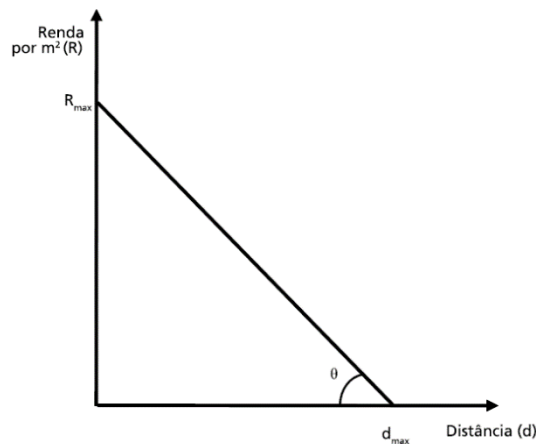


Figura 1 – Gradiente de renda para um produto

Fonte: Monasterio e Cavalcante (2011).

Naturalmente, há uma gama de produtos agrícolas com diferentes preços e custos de produção, de maneira que caberá ao produtor decidir qual produto cultivar, considerando a renda auferida em cada situação. A Figura 2 ilustra uma situação em que o produtor tem de optar entre dois produtos ( $A$  e  $B$ ) alternativos, sendo que o produto  $B$ , apesar de possuir menor preço ( $P$ ) na cidade – tida como centro de referência para a formação de preços – é caracterizado por um custo de transporte ( $t$ ) significativamente menor, podendo ser cultivado e transportado a partir de longas distâncias.

A partir da Figura 2, é possível observar que os produtores localizados no percurso  $OC$  darão preferência ao cultivo do produto  $A$ , que gera uma renda relativamente maior por unidade de área. No trecho  $CD$ , ao contrário, as atividades de cultivo e comercialização do produto  $B$  proporcionam maior renda por unidade de área, de maneira que os produtores localizados nessa faixa deverão se especializar em sua produção.

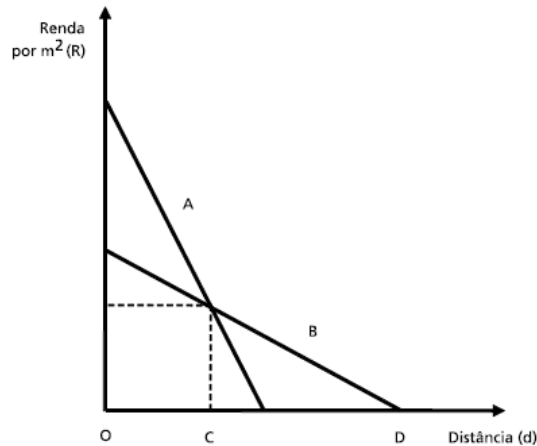


Figura 2 – Gradiente de renda para dois produtos

Fonte: Monasterio e Cavalcante (2011).

Sob a hipótese de que o território é homogêneo, ou seja, desconsiderando quaisquer diferenças em termos de clima, relevo e fertilidade do solo, as áreas totais de produção dos gêneros A e B podem ser obtidas mediante rotação dos segmentos  $OC$  e  $CD$ , respectivamente, em torno do eixo das ordenadas (Figura 3). Através desse procedimento, são obtidos os anéis de Von Thünen, que indicam a localização das atividades agrícolas através do espaço geográfico. O círculo branco é a área de cultivo do produto A e o anel cinza é a área de cultivo do produto B. Haveria, assim, uma associação das rendas das terras nesses anéis aos produtos A e B.

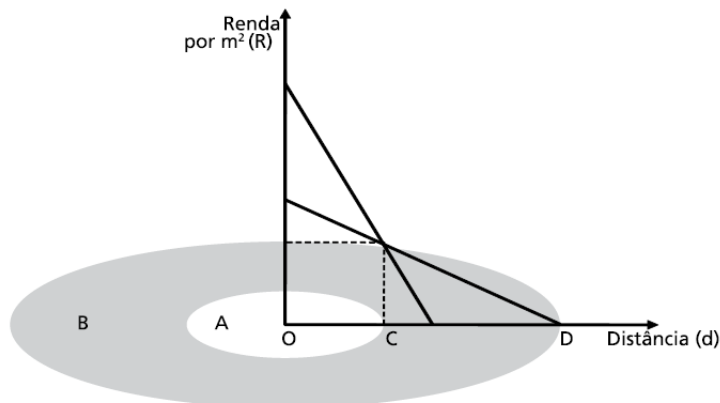


Figura 3 – Anéis de Von Thünen

Fonte: Monasterio e Cavalcante (2011).

Ao contrário de David Ricardo, que foi seu contemporâneo e para o qual a renda da terra decorria do diferencial de fertilidade do solo, a ênfase do modelo de Von Thünen recaía sobre a distância em relação às cidades ou centros de consumo, nos quais os preços dos gêneros alimentícios eram formados (RICARDO, 1982; VON THÜNEN, 1826 apud MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011). Sob a hipótese de livre entrada dos agentes, as terras mais próximas de tais centros teriam um valor proporcionalmente maior de arrendamento, que anularia os

lucros extraordinários e garantiria, tão somente, a remuneração do capital e do trabalho. Mas qual seria a relação entre a renda da terra – determinada em função da fertilidade ou da distância em relação às cidades – com o preço desse fator produtivo? De acordo com Marx, o preço da terra poderia ser estimado a partir de suas rendas futuras, devidamente descontadas pela taxa de juros prevalente no sistema econômico (REYDON, 1992).

Uma vez estabelecida a relação entre a renda e o preço da terra, é fácil verificar que as variáveis consideradas no modelo de Von Thünen têm grande impacto sobre o preço desse fator produtivo. No Brasil, há muitos trabalhos que destacam a influência dos preços de *commodities* agropecuárias sobre os preços de terras. Entre esses trabalhos empíricos, destacam-se os de Oliveira e Costa (1977), Brandão (1986), Bacha (1989), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Rahal (2003) e Ferro e Castro (2013), por exemplo. De modo semelhante, o custo de produção é uma variável empregada, de forma frequente, em estudos empíricos sobre o mercado de terras. No Brasil, os trabalhos de Bacha (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001) e Rahal (2003) oferecem exemplos de modelos nos quais essa variável (custo de produção) foi considerada, sendo que os autores identificaram um efeito estatisticamente significativo desta variável sobre o preço da terra agrícola. Esses resultados quanto aos efeitos dos preços dos produtos e do custo de produção sobre o preço da terra estão alinhados com o modelo proposto por Von Thünen.

Além dos preços dos produtos ( $P$ ) e dos respectivos custos de produção ( $C$ ), a expressão (1) permite observar que o custo de transporte desempenha um papel relevante na determinação da renda da terra. Ainda que a renda máxima ( $R_{\max}$ ) permaneça inalterada no centro de consumo, a redução do custo de transporte atua no sentido de elevar a renda agrícola fora das cidades e, conseqüentemente, os preços de terras mais distantes se elevarão, implicando inclusive em expansão da fronteira agropecuária. Assim, fatores como a pavimentação de rodovias e a instalação de ferrovias, além de investimentos em infraestrutura portuária – a exemplo dos conduzidos, em anos recentes, nas regiões Norte e Nordeste – têm grande impacto sobre os preços de terras agrícolas. Naturalmente, esse impacto será tão maior quanto maior for a proximidade das terras em relação à infraestrutura instalada.

No Brasil, os efeitos associados à extensão ou à densidade de rodovias sobre os preços de terras agrícolas foram avaliados por autores como Oliveira e Costa (1977) e Rahal (2003). No caso desse último trabalho, em particular, observou-se que um aumento de 10% na extensão da malha rodoviária do estado de São Paulo, entre os anos de 1969 e 2001, resultou em um aumento de 8,07% sobre os preços de terras de cultura de primeira. Ademais, o investimento

no setor de transportes foi considerado como uma das variáveis explicativas para o preço da terra de lavoura no estudo desenvolvido por Ferro e Castro (2013).

Por último, mas não menos importante, pode-se mencionar a influência da produtividade ( $N$ ) sobre os preços de terras para lavouras. A elevação da produtividade gera um deslocamento paralelo para a direita da curva de gradiente na Figura 1, alterando as rendas auferidas com a propriedade da terra. No curto prazo, portanto, o desenvolvimento de variedades mais produtivas, bem como a adoção de novas técnicas de produção, pode ter um profundo impacto sobre os preços de terras agrícolas. Entre os trabalhos que destacaram o efeito da produtividade sobre o preço da terra no Brasil, pode-se mencionar os de Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001) e Ferro e Castro (2013).

Em retrospectiva, observa-se que o modelo proposto por Von Thünen oferece uma explicação simples, destacando alguns dos fatores que figuram, até hoje, entre os principais determinantes dos preços de terras. Naturalmente, a análise de Von Thünen desconsidera as políticas adotadas em âmbito nacional, como a política monetária e a política fiscal, por exemplo, e políticas agrícolas (como a de crédito rural) e seus efeitos sobre o mercado de terras. Analogamente, as principais hipóteses e a ênfase do modelo – que recai sobre a renda da terra – não oferecem espaço para a consideração de fatores especulativos, cuja influência sobre o mercado de terras é reconhecidamente grande e, em alguns casos, semelhante à das variáveis supracitadas. No entanto, para efeitos de comparação entre regiões pertencentes a um mesmo país, o modelo de Von Thünen constitui importante ferramenta de análise.

Conforme observado anteriormente, a localização da cidade (ou do centro consumidor) é definida de forma exógena ao modelo de Von Thünen. Apesar disso, a questão é tão importante para a determinação da renda (e do preço) da terra, bem como para a localização da produção agropecuária, que tem sido objeto de interesse de muitos trabalhos ao longo dos anos. Em termos conceituais, Monasterio e Cavalcante (2011) constatam que a maior parte dos estudos sobre o desenvolvimento das cidades (ou centros industriais) ocorreu durante a década de 1950. Entre os principais trabalhos que abordam essa questão, pode-se mencionar aqueles cuja ênfase repousa sobre os fatores de aglomeração, como os de North (1955) e de Myrdal (1965)<sup>9</sup>, por exemplo.

A teoria apresentada por North (1955) oferece uma explicação abrangente e adequada à formação dos centros industriais no Brasil. De acordo com North (1955), nem todos os países seguiram a mesma trajetória de desenvolvimento econômico. No continente europeu, de um

---

<sup>9</sup> Edição original de 1957.

modo geral, o sistema econômico evoluiu a partir de comunidades agrícolas relativamente isoladas e autossuficientes. Em seguida, fatores como a redução dos custos de transporte, além de aumento da natalidade e, conseqüentemente, de redução do produto marginal no setor primário, teriam contribuído para a especialização e o desenvolvimento da indústria e do comércio.

Apesar de sua aderência em relação à evolução das economias na Europa, North (1955) argumentou que esse processo de desenvolvimento não seria observado, necessariamente, em todos os países. No caso do Brasil, por exemplo, o desenvolvimento da indústria e a urbanização estiveram atrelados ao sucesso daquilo que North (1955) chamou de “base exportadora”. De acordo com o autor, a base exportadora surgiria a partir de uma atividade primária, destinada ao atendimento do mercado externo, e em torno da qual se desenvolveriam os centros de distribuição e todo o aparato de infraestrutura urbana. Assim, o sucesso da atividade de exportação garantiria os recursos necessários ao desenvolvimento da indústria local, permitindo o atendimento de uma demanda satisfeita, anteriormente, com produtos importados.

No caso do Brasil, Furtado (2000) demonstrou a importância da economia cafeeira para o desenvolvimento da indústria nacional, notadamente entre os anos de 1880 e 1930. De acordo com o autor, os recursos auferidos com as exportações de café permitiram a importação de máquinas e equipamentos, que passaram a ser utilizados na produção de bens de consumo para o mercado interno. Desse modo, o desenvolvimento da indústria, bem como a intensificação do processo de urbanização no estado de São Paulo, foram uma consequência direta do sucesso da base exportadora cafeeira. Naturalmente, esse processo teve ampla repercussão sobre o território brasileiro (inclusive sobre os preços de terras agrícolas), com as atividades das regiões se articulando em torno do novo centro dinâmico da economia. Concomitantemente, acentuaram-se as diferenças regionais, especialmente entre as regiões Sudeste e Nordeste.

Para Furtado (2000), o relativo atraso da economia nordestina no período de 1880 a 1930 poderia ser explicado, fundamentalmente, pela decadência das exportações (especialmente de açúcar e de algodão), bem como pelo predomínio da monocultura de cana-de-açúcar nas terras mais produtivas, localizadas na faixa úmida da região. Esses fatores, aliados à baixa produtividade do setor de subsistência, constituíram-se em enormes obstáculos à industrialização e, conseqüentemente, ao processo de desenvolvimento econômico da região. Se a dinâmica da base exportadora foi condição *sine qua non* para o desenvolvimento industrial da região Sudeste, com destaque para o estado de São Paulo, o relativo insucesso das iniciativas existentes no Nordeste facultou, em grande medida, o baixo crescimento econômico dessa

região. Ao longo das primeiras décadas do século XX, as diferenças entre as duas regiões citadas cresceram de forma expressiva, evidenciando uma tendência de concentração de recursos e desenvolvimento na região Sudeste, em detrimento das demais regiões do país.

Com efeito, essa tendência de concentração de investimentos em uma região, em prejuízo de outras, constitui um dos temas mais relevantes no âmbito da economia regional, tendo implicações sobre a distribuição da renda e dos preços de fatores produtivos (como a terra) através do espaço. Conforme demonstrado por Von Thünen (1826 apud MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011), as cidades e os centros de distribuição (portos, por exemplo) constituem referências para a formação dos preços de produtos agropecuários, de maneira que a sua localização é fator determinante para a definição da renda (e do preço) da terra. Fazendo menção ao baixo patamar dos preços de terras agrícolas vigente em parte da região Nordeste, a consultoria Informa *Economics* – FNP destacou que:

A situação nordestina deverá perdurar por muito tempo, pois é ditada pelas características da região, como baixo nível de urbanização, grande distância de mercados consumidores, pouca infraestrutura disponível, baixo nível de desenvolvimento econômico e grande estoque de terras (FNP, 2012, p. 52).

De acordo com Myrdal (1965), uma vez iniciado um surto de desenvolvimento, haveria uma tendência natural de concentração de recursos produtivos, tanto os locais como os oriundos de outras regiões, em busca de melhores oportunidades de remuneração. Diante das expectativas e do clima geral de otimismo, grande parte da renda – gerada pelo centro industrial – seria reinvestida na própria região, intensificando as diferenças em relação às demais regiões do país. Sobre essas últimas, o centro industrial exerceria dois tipos de efeitos, denominados de efeitos de retroação (*backwash effects*) e efeitos de difusão (*spread effects*).

Além da atração de poupanças e de investimentos, que fluiriam para a região de maior dinamismo, a migração seletiva constitui um importante efeito de retroação (*backwash effect*). Atraídos pelas oportunidades do centro industrial, os trabalhadores mais preparados e “ousados” deixariam as suas regiões de origem, em um movimento que teria profundas consequências sobre a dinâmica de desenvolvimento em âmbito regional. Em médio e longo prazos, esse efeito implicaria déficit de mão de obra qualificada, constituindo uma importante restrição ao desenvolvimento de regiões relativamente atrasadas. No centro industrial, por outro lado, a imigração atuaria no sentido de reduzir (pelo menos em termos relativos) os salários, tornando os investimentos ainda mais atrativos.

Apesar do predomínio dos efeitos de retroação, Myrdal (1965) também destacou efeitos de difusão (*spread effects*), que consistem em uma influência positiva do centro-



industrial sobre as demais regiões. De modo geral, esse tipo de efeito corresponde à difusão de conhecimentos e de inovações, que contribuem para a adoção de novas técnicas de produção e incremento da produtividade nas regiões relativamente atrasadas. Tais efeitos, contudo, seriam insuficientes para reestabelecer uma situação de equilíbrio. No raciocínio delineado por Myrdal (1965), o livre jogo das forças de mercado atuaria no sentido de gerar desigualdades, em um processo cumulativo que somente seria revertido através de planejamento e firme intervenção governamental.

Sob a hipótese de “causação circular e acumulativa”, utilizando o termo empregado por Myrdal (1965), haveria pouco espaço para o desenvolvimento autônomo de regiões e de cidades relativamente “pobres”. Considerando a relação existente entre a localização dos centros de consumo (locais de formação dos preços de alimentos) e os preços de terras de lavouras e de pastagens, pode-se inferir que esses últimos não seriam distribuídos de forma aleatória no espaço, sendo que o preço do ativo produtivo seria tão mais elevado quanto menor fosse a distância em relação aos centros industriais. Assim, os preços de terras agrícolas seriam caracterizados pela existência de dependência espacial. Além disso, seria de se esperar que as disparidades entre as regiões brasileiras tivessem reflexos sobre o mercado de terras, implicando grandes diferenças entre os preços médios de terras entre os estados e dentro dos mesmos.

A partir da análise histórica de Furtado (2000) e levando-se em conta a teoria de localização proposta por Von Thünen (1826 apud MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011), parece haver pouca dúvida quanto a validade da hipótese de dependência espacial, bem como sobre a existência de grandes divergências entre os preços de terras agrícolas de diferentes regiões. Resta, no entanto, esclarecer uma questão crucial: esse processo de concentração de recursos em determinadas regiões e, conseqüentemente, de divergência entre os preços de fatores produtivos (incluindo a terra) seria irreversível? Em caso afirmativo, os estudos empíricos sobre o mercado de terras não levantariam evidências de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras ao longo do tempo.

Segundo Monasterio e Cavalcante (2011), Myrdal (1965) havia considerado somente uma fase do processo de crescimento econômico. Decorrido certo tempo, as forças centrífugas mencionadas na introdução (como maior competição entre as firmas e aumento dos preços dos fatores produtivos, por exemplo) entrariam em ação, redirecionando os investimentos e proporcionando o desenvolvimento econômico de regiões anteriormente relegadas ao atraso. Essa hipótese de concentração inicial de recursos, seguida da ação de forças centrífugas e subsequente redução das disparidades, foi formulada por Williamson (1965), tendo o respaldo

de estudos empíricos recentes que não a refutaram (MONASTERIO; CAVALCANTE, 2011). Embora a hipótese de convergência não seja formalmente testada neste capítulo-artigo, o uso de cartografia temática e de estatística descritiva, com destaque para as matrizes de transição dos preços, fornecem indícios sobre a ocorrência (ou não) de convergência entre os preços de terras de lavouras e de pastagens, tanto em estados como em microrregiões do Brasil. Essa não é, contudo, a única contribuição do presente capítulo-artigo. Além de conter uma análise sobre a evolução das diferenças entre os preços de terras agrícolas, evidenciando os fatores que podem ter contribuído para a convergência desses preços, busca-se estabelecer uma relação entre os resultados e o arcabouço teórico da economia regional, bem como com os principais trabalhos sobre o mercado de terras no Brasil.

### 2.2.2. Metodologia

Para atingir os objetivos delineados neste capítulo-artigo, recorreu-se ao uso de estatística descritiva e de cartografia temática. Essa última ferramenta, em particular, facilita a compreensão sobre a evolução dos diferenciais dos preços de terras agrícolas, evidenciando sua dependência espacial e sugerindo se houve (ou não) convergência entre os preços de terras entre estados e entre microrregiões no Brasil (o que implica analisar o fenômeno dentro dos estados)<sup>10</sup>. É importante observar que a parte metodológica deste capítulo-artigo foi realizada com base na apresentação de Psycharis (2019), que utilizou índices do PIB *per capita* de países da União Europeia, avaliando a sua distribuição em diferentes períodos. Para a consecução dessa pesquisa, Psycharis (2019) lançou mão de mapas dos índices de PIB *per capita*, bem como de funções de densidade de probabilidade e de matrizes de transição desses índices.

Considerando que os índices de preços foram utilizados ao longo de todo o capítulo-artigo, essa seção apresenta a sua fórmula de cálculo, além de uma exposição sobre as classes e os respectivos intervalos utilizados para a apresentação dos resultados. Para calcular os índices de preços, considerou-se que o preço médio do hectare da terra nua de cada categoria (para lavouras e para pastagens), em determinado ano, seria equivalente a 100. A partir dessa referência, foram calculados os índices de preços de cada unidade *cross section* (estados ou microrregiões), através da seguinte fórmula:

$$I_{it} = (P_{it} \times 100) / \bar{P}_t \quad (2)$$

---

<sup>10</sup> No capítulo 3, a hipótese de convergência entre os preços de terras (de lavouras e de pastagens) é testada tanto em nível de estados como de microrregiões estipuladas pela Informa *Economics* – FNP.

Na expressão (2),  $I_{it}$  corresponde ao índice de preço da região  $i$  no período  $t$ ;  $P_{it}$  corresponde ao preço do hectare da terra agrícola da região  $i$  no período  $t$ ; e  $\bar{P}_t$  equivale ao preço médio de hectare da terra agrícola no período  $t$ . Tomando como exemplo o estado de São Paulo, cujo preço da terra para lavoura em 1979 equivalia a R\$ 26.187,18 (em reais de dezembro de 2017), e considerando que o preço médio dessa categoria de terra, no Brasil, correspondia a R\$ 7.372,39 no mesmo período, tem-se que o índice de preço de terra para lavoura do estado de São Paulo, no ano de 1979, é igual a:

$$I_{SP,1979} = (26.187,18 \times 100)/7.372,39$$

$$I_{SP,1979} = 355,21$$

Conforme indicado na expressão (2), os índices de preços são calculados a partir do preço médio da terra em cada período. Tais índices evidenciam, portanto, **preços relativos** à média em cada período analisado. Após calcular os índices de preços de terras agrícolas de todas as unidades *cross section* (estados ou microrregiões) em determinado ano, a próxima etapa consistiu em definir o número de classes e os respectivos intervalos para esses índices. Seguindo a metodologia empregada por Psycharis (2019), foram estipuladas nove classes de índices de preços de terras agrícolas, com os seguintes intervalos: [0, 25]; (25, 50]; (50, 75]; (75, 100]; (100, 125]; (125, 150]; (150, 175]; (175, 200]; e (200, 500]. Cumpre observar que o último intervalo de classe, embora maior que os demais, abrange um número reduzido de unidades *cross section* (estados ou microrregiões da FNP) com índice de preço acima de 200.

Na elaboração dos mapas temáticos, cada classe foi associada a uma cor, o que permitiu a fácil identificação dos intervalos (de índices de preços) nos quais os estados e as microrregiões estavam inseridos a cada ano. Além disso, mediante construção de funções de densidade de probabilidade, foi possível avaliar a distribuição dos índices de preços em relação à média nacional (índice igual a 100), observando a sua evolução ao longo dos períodos considerados na análise. No caso dos dados da FNP, que são levantados em nível de microrregião, também foi possível apresentar as funções de densidade de probabilidade segundo grandes regiões, sempre tendo como referência o preço médio da terra no Brasil.

No que tange aos índices de preços, as funções de densidade de probabilidade são particularmente interessantes, pois além de demonstrarem a distribuição desses índices em relação à média nacional, evidenciam *outliers*, ou seja, estados ou microrregiões nos quais os preços de terras agrícolas divergem significativamente da média nacional, encontrando-se nas caudas (direita ou esquerda) das distribuições. Essa característica, contudo, pode torná-las inadequadas para inferências quanto à convergência ou divergência entre os preços de terras,

especialmente quando as mudanças entre os períodos não são tão acentuadas. Assim, para inferir sobre possíveis tendências de convergência (ou não) dos preços de cada hectare de terras entre os períodos, foram elaboradas funções de densidade dos logaritmos dos preços de terras agrícolas.<sup>11</sup> Essa estratégia empírica constitui uma inovação em relação ao trabalho de Psycharis (2019), estando alinhada com a metodologia empregada em estudos sobre convergência, nos quais os logaritmos das variáveis em apreço (PIB *per capita*, por exemplo) são utilizados para evidenciar a ocorrência de redução da variabilidade entre unidades *cross section* – também conhecida como convergência- $\sigma$  (BARRO; SALA-I-MARTIN, 1995).

Por último, mas não menos importante, recorreu-se ao uso de matrizes de transição, através das quais foi possível visualizar não somente a distribuição dos índices de preços (entre intervalos de classes) em um dado período inicial, como também a sua distribuição no período final. A Figura 4 ilustra uma matriz de transição hipotética, considerando que os índices de preços tenham permanecido inalterados entre dois períodos:

		Fim									Total
		[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	
Início	[0, 25]	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(25, 50]	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(50, 75]	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(75, 100]	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(100, 125]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(125, 150]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
	(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	4
	(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	4
	(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	4

Figura 4 – Matriz de transição dos índices de preços (dados hipotéticos)

Fonte: elaboração própria.

Para facilitar a exposição, considerou-se a hipótese de que havia, no período inicial, quatro unidades *cross section* (ou regiões) para cada intervalo de classe. O número de regiões, de acordo com as classes do período inicial, é indicado na última coluna da matriz (Figura 4). Tomando como referência a primeira linha no interior da matriz, é possível observar que havia, no período inicial, quatro regiões inseridas na primeira classe (com índice de preço inferior a 25). Ao se observar o cruzamento da primeira linha com a primeira coluna, nota-se também que a totalidade dessas regiões (100%) permaneceu na primeira classe ao final do período em análise. O mesmo raciocínio vale para todos os demais intervalos. Nesse caso hipotético, a

<sup>11</sup> Nas análises das distribuições (dos índices ou dos logaritmos dos preços de terras agrícolas) a função  $f(x)$  é chamada de “densidade” ou “função densidade de probabilidade”. As áreas definidas por esse tipo de função correspondem às probabilidades de ocorrência dentro de intervalos das variáveis  $x_i$ .

análise da Figura 4 levaria à conclusão de que não houve alteração significativa nos preços relativos de terras agrícolas entre o início e o fim do período analisado.

Mas como ficaria a Figura 4 caso houvesse uma mudança significativa? A Figura 5 oferece um exemplo de mudança significativa, sob a hipótese de ocorrência de convergência dos preços de terras agrícolas entre as regiões.

Fim Início	[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	Total
[0, 25]	75,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(25, 50]	0,0%	75,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(50, 75]	0,0%	0,0%	75,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(75, 100]	0,0%	0,0%	0,0%	75,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(100, 125]	0,0%	0,0%	0,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(125, 150]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	25,0%	75,0%	0,0%	0,0%	4
(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	25,0%	75,0%	0,0%	4
(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	25,0%	75,0%	4

Figura 5 – Matriz de transição dos índices de preços (dados hipotéticos)

Fonte: elaboração própria.

Assim como no exemplo anterior, a primeira linha no interior da matriz (Figura 5) permite observar que havia, no período inicial, quatro regiões inseridas na primeira classe (com índice de preço inferior a 25). Conforme indicado anteriormente, o número de unidades *cross section* (ou regiões) pode ser consultado na última coluna da matriz. Nesse caso, contudo, a análise dessa primeira linha e da segunda coluna revela que uma das regiões (25% do total) passou para o segundo intervalo de classe (com índice de preço entre 25 e 50) no período final. Através da Figura 5, também é possível verificar que essa mesma transição ocorreu com todas as classes inseridas no intervalo fechado de 0 a 100.

No caso das classes que possuíam, no período inicial, índice de preço maior que 100, ocorreu justamente o oposto, com a passagem de uma região (25% do total) para um intervalo de classe imediatamente inferior. Desse modo, as informações apresentadas através da Figura 5 constituem indícios de que houve um processo de convergência, ou seja, de redução na diferença dos preços de terras agrícolas entre regiões (ou unidades *cross-section*) avaliadas.

Na prática, caberá ao analista avaliar o percentual de regiões que passou para outro intervalo de classe, inferindo sobre a possibilidade de convergência entre os preços de terras agrícolas. De modo geral, existem indícios de convergência quando: ocorrem movimentos à direita da diagonal principal na parte superior da matriz (índice de preço inferior à 100 no período inicial); e/ou ocorrem movimentos à esquerda da diagonal principal na parte inferior da matriz (índice de preço igual ou maior que 100 no período inicial). Naturalmente, movimentos em sentidos opostos constituem indícios de divergência entre os preços de terras

agrícolas. Nesses casos, haveria um aumento na variabilidade dos preços de terras agrícolas entre as regiões avaliadas (sempre lembrando que se trata do preço de um hectare de terras).

Apesar de simples, a metodologia empregada nesse capítulo-artigo pode oferecer informações valiosas, revelando processos anteriormente não percebidos e permitindo, além disso, uma confirmação quanto aos resultados proporcionados por modelos estatísticos ou econométricos mais sofisticados (como os apresentados no próximo capítulo). Os resultados a serem apresentados no item 2.4 serão associados ao arcabouço teórico da economia regional, bem como a resultados de obras específicas sobre o mercado de terras no Brasil.

### **2.3. Fontes de dados**

A maioria dos estudos sobre o mercado de terras tem trabalhado com o **nível** (o patamar) do preço da terra e não com suas diferenças, as quais podem ser consideradas por meio de um índice de preço relativo. Neste capítulo-artigo, os índices de preços relativos de terras foram calculados a partir de preços de terras agrícolas levantados e divulgados pela FGV e pela FNP. Para ambas as fontes, foram considerados os preços do hectare de terra nua de duas categorias de terras agrícolas, quais sejam: terras para lavouras e terras para pastagens. Não obstante as séries de preços dessas instituições possuírem diferenças no que tange aos seus períodos de abrangência e ao nível de agregação, elas podem ser usadas de modo complementar.

Embora a FGV tenha divulgado preços de terras agrícolas após o ano de 2005, a análise dos diferenciais de preços é prejudicada pela ausência de informações relativas a alguns estados após 2005. Por esse motivo, a análise com os preços de terras da FGV foi realizada somente até o ano de 2005. No que tange à escolha dos anos ou períodos de corte – tendo em vista o cálculo dos índices de preços relativos e a análise de seus diferenciais – foram selecionados os anos de 1979, 1989, 1999 e 2005. Esses anos marcam o início ou o final de diferentes tendências de dispersão dos preços (como se verá a seguir), o que justifica a sua escolha como períodos de corte. Como os preços de terras da FGV são divulgados com periodicidade semestral, optou-se pelo cálculo da média anual destes preços. Por fim, é interessante observar que as séries de preços da FGV possuem descontinuidades, bem como estados que não são pesquisados, conforme indicado na Tabela 2 do capítulo 1.

No caso da FNP, de modo semelhante, foram calculados os índices dos preços relativos de terra nua para lavouras e para pastagens. Como as séries da FNP são mais recentes que as da FGV, foram consideradas as médias anuais dos preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens) no período de 2003 a 2017. Além disso, cumpre observar que os dados da FNP são levantados em 133 microrregiões estipuladas pela própria instituição. Assim, apesar de

cobrirem um período relativamente menor, estes dados permitem avaliar os diferenciais dos preços de terras dentro dos estados brasileiros, o que enriquece e amplia o nível de detalhamento da análise. Conforme indicado na Introdução desta tese, as análises dos diferenciais dos preços de terras, para lavouras e para pastagens, foram realizadas com base em dados de 125 e 127 microrregiões pesquisadas pela FNP, respectivamente. Os critérios utilizados para a escolha do tipo de terra, bem como aqueles que dizem respeito à exclusão de algumas microrregiões, podem ser consultados na seção 1.2 do capítulo-artigo 1.

## 2.4. Resultados

### 2.4.1. Os ciclos de preços de terras agrícolas segundo dados agrupados por estados

A Figuras 6 e 7 apresentam a evolução dos preços de um hectare de terras para lavouras e para pastagens, respectivamente, em nível de Brasil e de suas macrorregiões. Em ambas as categorias de terras (para lavouras e para pastagens), houve ciclos de preços nos períodos de 1979 a 1983, de 1983 a 1988, de 1988 a 1992 e de 1992 a 1999. No último subperíodo analisado, de 1999 a 2005, observa-se uma fase de alta, ou seja, de tendência de aumento dos preços de terras agrícolas.

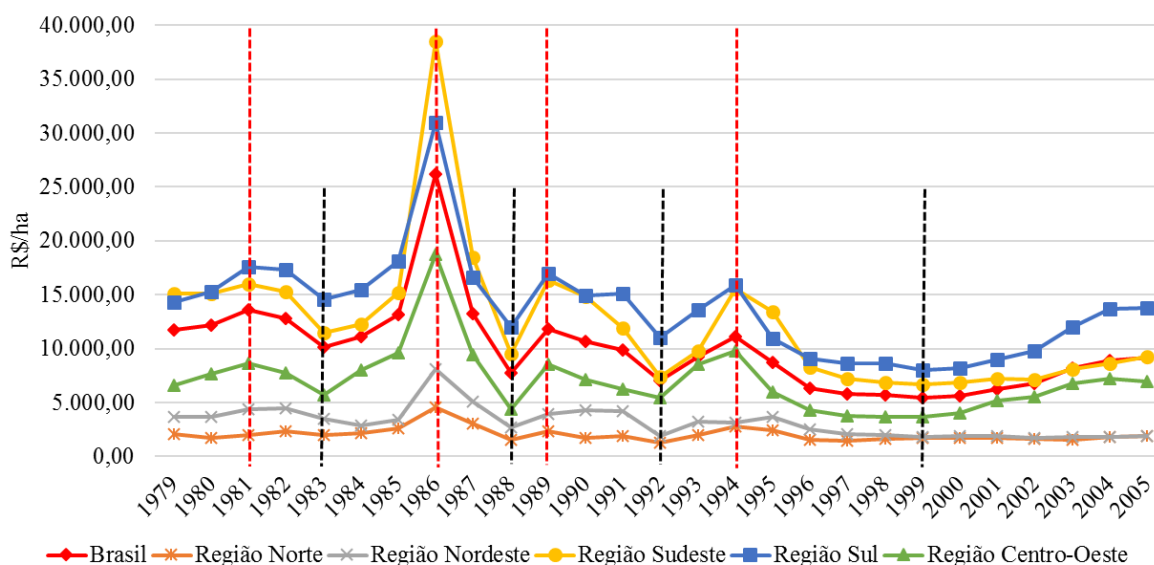


Figura 6 – Evolução dos preços de terras para lavouras de 1979 a 2005 – reais de dezembro de 2017.

Fonte: FGV (2015).

Além dos ciclos de preços de terras agrícolas, as Figuras 6 e 7 ilustram as diferenças entre os patamares de preços por macrorregiões. No caso de terras para lavouras (Figura 6), e considerando somente o ano de 2005, observa-se que o preço médio do hectare de terra, na

região Sul, era o mais elevado (R\$ 13.799,80/ha a preços de dezembro de 2017), sendo seguido pelo preço médio da terra na região Sudeste (R\$ 9.293,10/ha), enquanto o da região Centro-Oeste ocupava um patamar intermediário (R\$ 6.969,91/ha). As regiões Nordeste e Norte, em contrapartida, eram caracterizadas pela prevalência de terras para lavouras com baixo patamar de preço, com valores médios de R\$ 1.932,72/ha e de R\$ 1.874,48/ha, respectivamente. Ainda que os preços de terras para pastagens sejam menores que os de terras para lavouras, tais preços são caracterizados por ciclos e diferenciais semelhantes, conforme indicado na Figura 7.

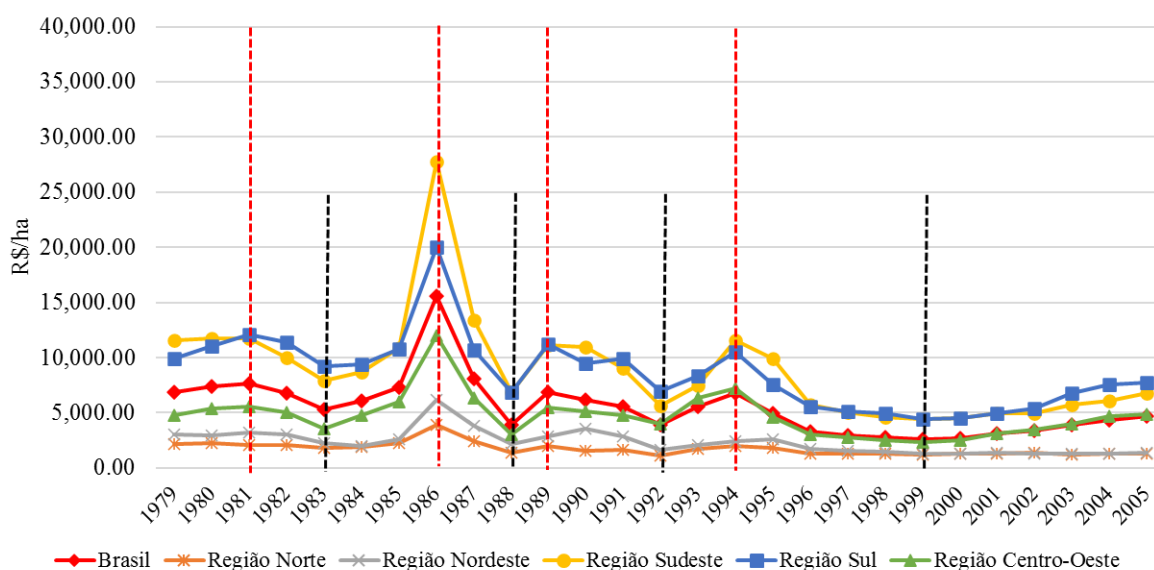


Figura 7 – Evolução dos preços de terras para pastagens de 1979 a 2005 – reais de dezembro de 2017.

Fonte: FGV (2015).

A partir das Figuras 6 e 7, constata-se: 1) a existência de ciclos de preços de terras no Brasil; e 2) existem diferenciais dos preços por hectare de terra entre as regiões do Brasil. Mas qual seria o comportamento desses diferenciais de preços ao longo do tempo? Para avaliar esse comportamento, calculou-se o desvio padrão dos logaritmos dos preços de terras de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens) entre os estados brasileiros a cada ano, procedendo-se à análise gráfica destes dados. Através desse procedimento, foi possível identificar a ocorrência de períodos caracterizados pela redução e outros pelo aumento da variabilidade entre os preços de terras agrícolas. Tal análise visual, também conhecida como análise de  $\sigma$ -convergência, foi preconizada por Barro e Sala-i-Martin (1995), tendo larga aplicação em pesquisas voltadas à análise de convergência da renda entre países e regiões. A Figura 8 contém a dispersão do preço da terra para lavoura entre os estados brasileiros, com base em dados da FGV.



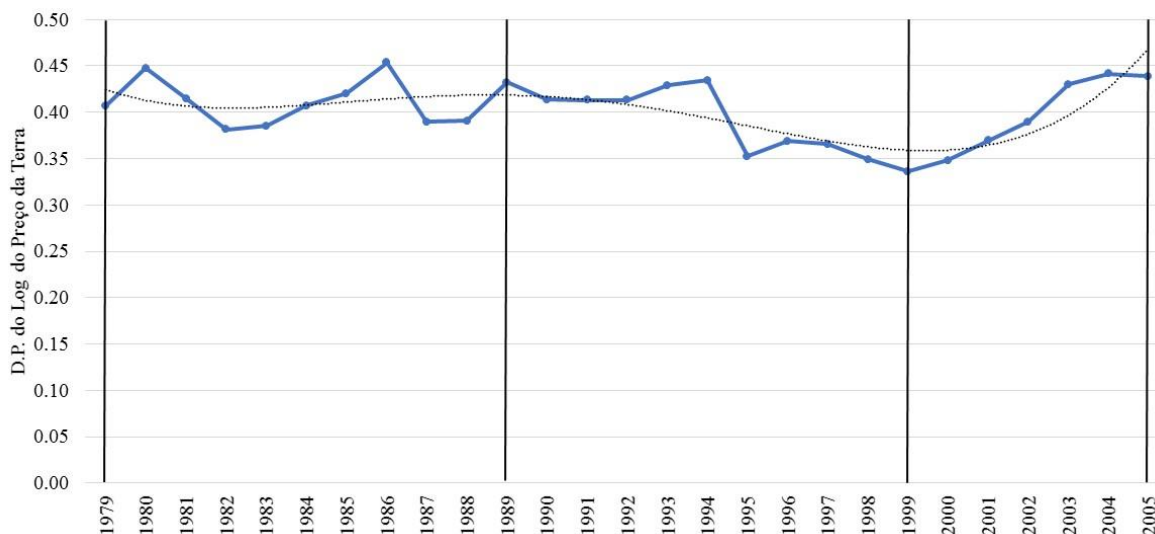


Figura 8 – Dispersão do preço da terra para lavoura entre os estados brasileiros

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

Com o auxílio de uma linha de tendência, a análise da Figura 8 permite inferir sobre a ocorrência de três subperíodos – caracterizados por diferentes tendências no que tange à dispersão dos preços – entre os anos de 1979 e 2005. No primeiro subperíodo, que vai de 1979 a 1989, observa-se uma leve tendência de divergência, ou seja, de aumento da variabilidade entre os preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. No segundo subperíodo (de 1989 a 1999), ao contrário, nota-se uma tendência de convergência, ou seja, de redução da dispersão entre os preços de terras para lavouras dos estados brasileiros. Por fim, o subperíodo de 1999 a 2005 é caracterizado por uma tendência de aparente divergência desses preços, mas que estaria começando a se reverter no final do subperíodo em questão.

A Figura 9 permite observar que os preços de terras para pastagens nos estados brasileiros seguem uma tendência de dispersão semelhante àquela observada para os preços de terras para lavouras. Assim, é possível inferir que os preços de terras daquela categoria foram igualmente influenciados pelas variáveis macroeconômicas, bem como pelas políticas econômicas comentadas acima. A principal exceção diz respeito ao início da década de 1990, quando, ao contrário do que ocorreu com os preços de terras agrícolas, houve uma clara tendência de aumento de divergência dos preços das terras de pastagem. Esse comportamento pode ser explicado pelo fato de que a atividade pecuária, neste período, teve melhor desempenho que a agricultura. Na verdade, a redução dos preços de *commodities* agrícolas como milho e soja, observada na primeira metade dos anos de 1990, beneficiou a atividade pecuária, uma vez que estes produtos constituem insumos utilizados na alimentação animal (HELFAND; REZENDE, 2001). Isso amenizou a queda na renda da pecuária, bem como a redução nos preços de terras com pastagens na região Centro-Sul.

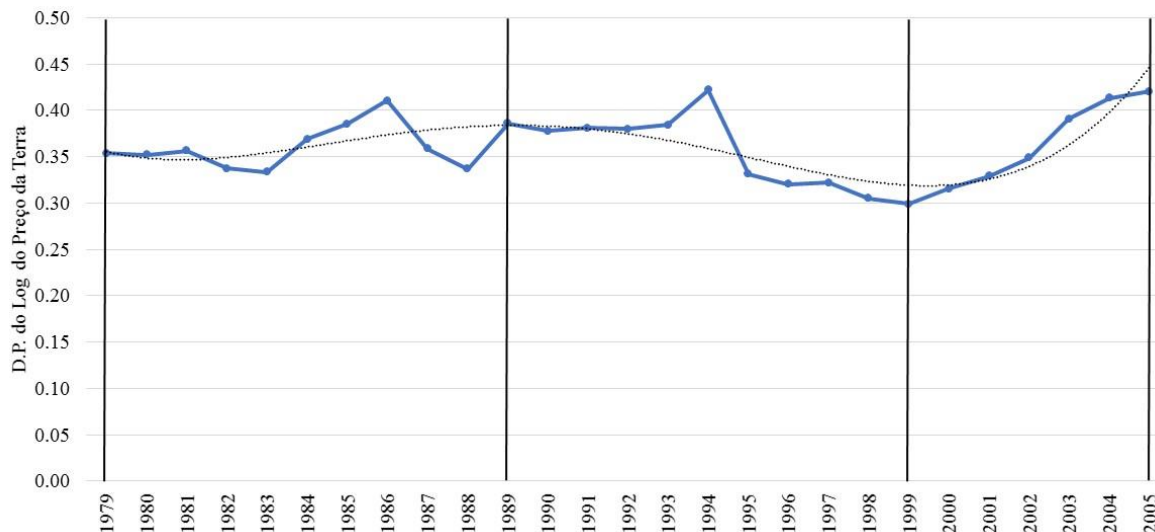


Figura 9 – Dispersão do preço da terra para pastagem entre os estados brasileiros

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

Os resultados apresentados nas figuras 8 e 9 sugerem 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.

## 2.4.2. Análise das diferenças de preços de terras entre os estados

A seção anterior focou no **patamar** (o nível) do preço da terra. Esta seção apresenta a distribuição dos índices de preços relativos de terras entre os estados brasileiros usando os dados da Fundação Getúlio Vargas – FGV. Inicialmente, abordam-se os índices de preços de terras para lavouras e, em seguida, os de terras para pastagens.

### 2.4.2.1. As diferenças de preços de terras para lavouras

A Figura 10 ilustra os índices de preços relativos de cada hectare de terra nua para lavouras em cada estado brasileiro, em anos específicos, usando dados da FGV. Analisando o ano de 1979, é possível observar que o hectare das terras para lavouras mais caras – pertencentes à última classe – se encontravam nas regiões Sul e Sudeste, mais especificamente nos estados do Paraná e de São Paulo. As terras mais baratas, em contrapartida, pertenciam às regiões Norte e Nordeste. Assim, nota-se que os estados mais distantes da região Centro-Sul possuíam, de um modo geral, menor patamar de preço por hectare de terras para lavouras: era o que ocorria, por exemplo, no Amazonas, em Roraima e no Pará, na região Norte, bem como no Maranhão e no

Piauí, na região Nordeste. Todos os referidos estados se enquadravam na primeira classe (com índice de preço inferior a 25).

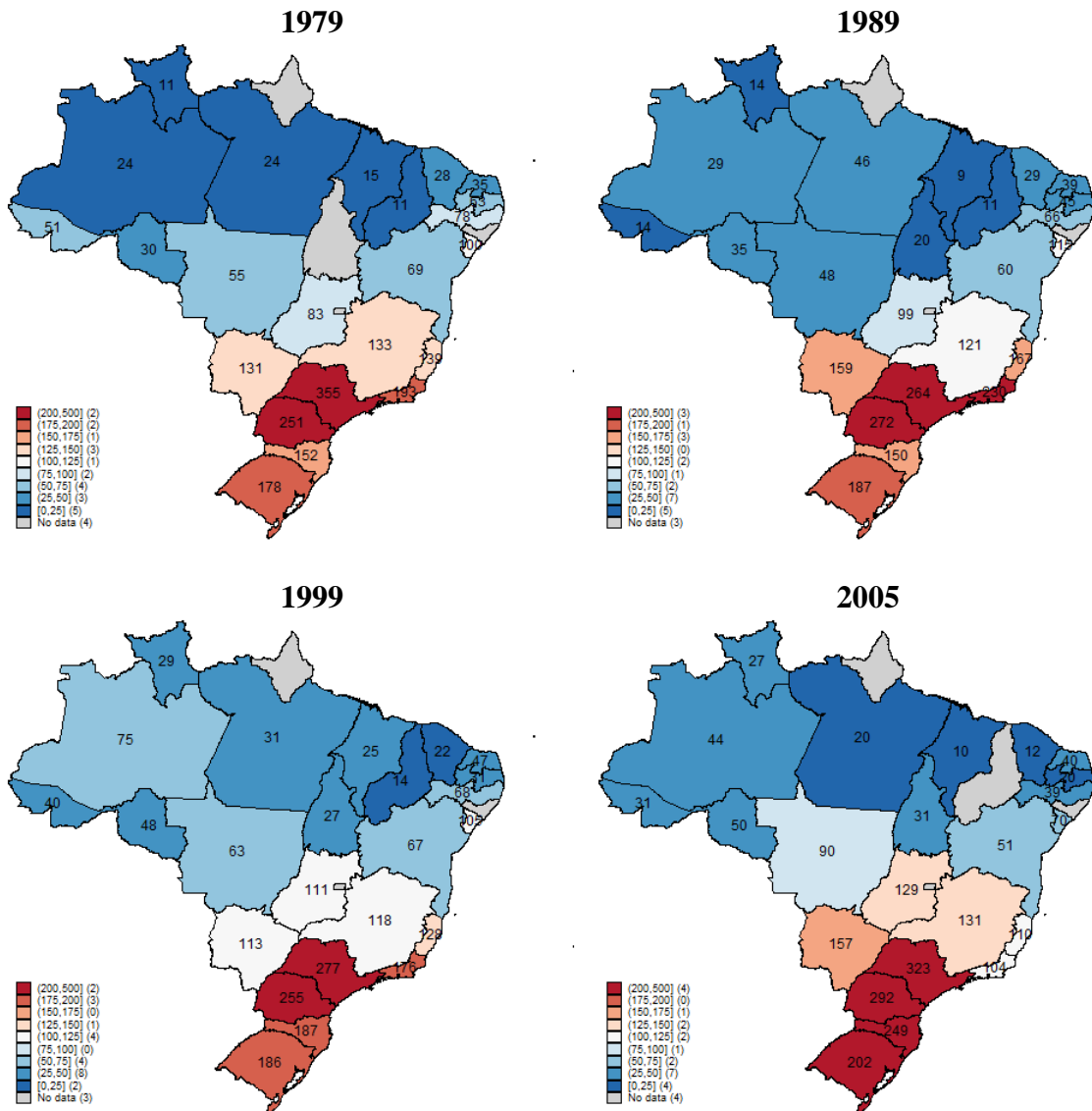


Figura 10 – Índices de preços de cada hectare de terra nua para lavouras nos estados do Brasil.

Fonte: elaboração própria com base em dados da FGV.

Nota: o valor dentro de cada estado é o seu índice de preço relativo de terras para lavouras.

Na vizinhança dos estados com maiores preços de terras para lavouras (São Paulo e Paraná), naturalmente, os seus valores médios tendiam a ser relativamente elevados, ficando compreendidos entre os índices de 125 e 200. Era o que ocorria, efetivamente, nos estados de Santa Catarina, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Rio de Janeiro (Figura 10). Percebe-se, portanto, que os preços do hectare de terras para lavouras não eram distribuídos de forma aleatória, sendo caracterizados por aparente correlação espacial.

Mas quais seriam os fatores subjacentes a essa distribuição, tão desigual, dos preços de cada hectare de terra nua para lavouras através do território brasileiro no final da década de 1970? Conforme visto no referencial analítico e metodológico, as diferenças entre os preços dos fatores produtivos (incluindo a terra) decorrem de um longo processo histórico, com destaque para o sucesso da economia cafeeira e seus desdobramentos em termos de industrialização na região Sudeste, especialmente no estado de São Paulo. Em outras regiões do país, contudo, a base exportadora não logrou o mesmo êxito, com resultados que ficaram aquém do necessário para o estabelecimento de um processo de desenvolvimento econômico homogêneo no território nacional (NORTH, 1955; FURTADO, 2000). Além disso, é possível que políticas macroeconômicas e agrícolas, adotadas durante a década de 1970, tenham atuado no sentido de intensificar a desigualdade entre os preços de cada hectare de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Entre as políticas macroeconômicas, destaca-se a adoção de uma política de minidesvalorização cambial, que beneficiou culturas de exportação como soja, cítricos e café, as quais eram cultivadas principalmente nos estados do Sul, Sudeste e Centro-Oeste na década de 1970. Durante esta década, também houve aumento expressivo do volume de recursos destinados ao crédito rural e – em virtude dos elevados índices de inflação – redução das taxas de juros reais cobradas neste tipo de empréstimo, que em alguns anos foram negativas. Os principais beneficiários desses créditos rurais subsidiados foram os produtores de médio e grande portes das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Por fim, não se pode deixar de mencionar os incentivos fiscais à exportação de produtos agrícolas processados, como farelo de soja, suco de laranja, café solúvel, entre outros que estimularam as culturas situadas nas três regiões supracitadas (GOLDIN; REZENDE, 1993; BACHA, 2018).

No que tange à evolução da distribuição dos preços de cada hectare de terras para lavouras entre os anos de 1979 e 1989, a Figura 10 permite observar que houve uma tendência de sua valorização relativa no estado de Mato Grosso do Sul. No Amazonas e no Pará, de modo semelhante, houve valorização do preço médio do hectare da terra para lavoura, que passou da primeira para a segunda classe (com índice de preço entre 25 e 50) em ambos os casos. Na região Sudeste, chama-se a atenção para a evolução dos índices de preços de um hectare de terras para lavouras no Rio de Janeiro e no Espírito Santo, sendo que ambos passaram para uma classe imediatamente superior entre os anos de 1979 e 1989. Entre os estados que apresentaram desvalorização, passando para classes inferiores, destacam-se Paraíba e Pernambuco na região Nordeste, o Acre na região Norte e Mato Grosso na região Centro-Oeste, além do estado de Minas Gerais na região Sudeste.

Quanto à função de densidade de probabilidade do índice de preço da terra para lavoura, a principal alteração diz respeito à redução da cauda superior entre os anos de 1979 e 1989 (lado esquerdo da Figura 11). Fundamentalmente, esse efeito esteve atrelado à evolução do preço do hectare da terra nua para lavoura no estado de São Paulo, que embora tenha permanecido na mesma classe, apresentou grandes perdas em relação à média nacional. Com efeito, o índice de preço da terra para lavoura em São Paulo foi de 355 em 1979 e de 264 em 1989 (Figura 10).

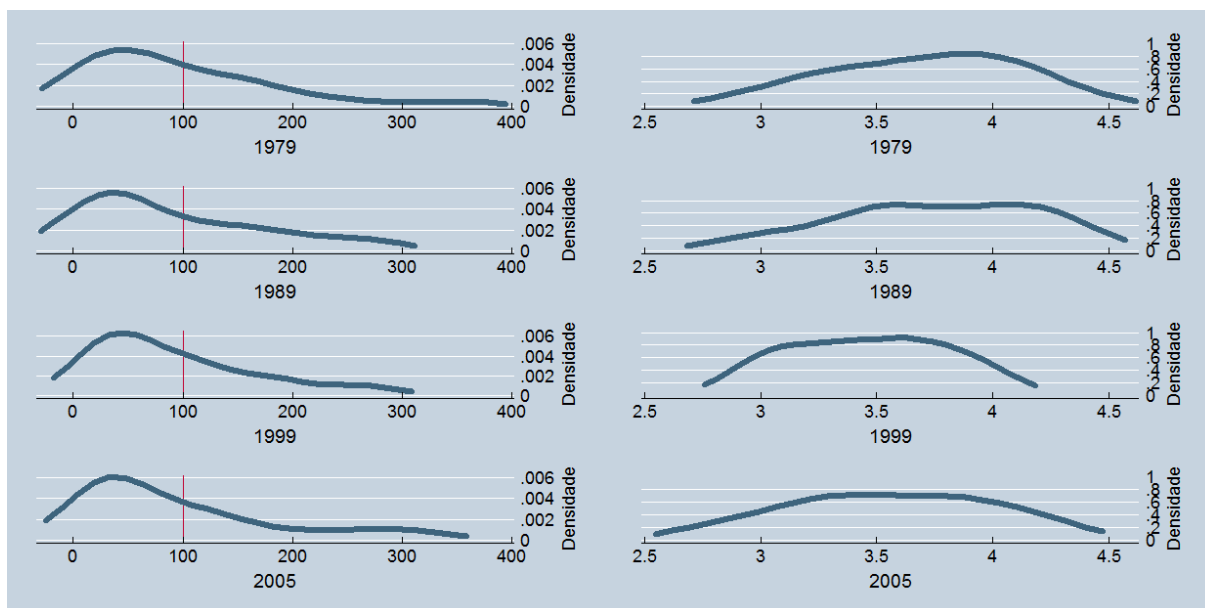


Figura 11 – Distribuição do índice de preço relativo da terra nua para lavoura (média = 100) (lado esquerdo) e distribuição do logaritmo do preço da terra nua para lavoura no Brasil (lado direito) – anos de 1979, 1989, 1999 e 2005.

Fonte: Resultados da pesquisa.

O período compreendido entre os anos de 1989 e 1999 é particularmente interessante, uma vez que fatores conjunturais e políticas econômicas, adotadas pelo governo brasileiro, implicaram tendência de queda na renda agropecuária, com conseqüente impacto sobre os preços de terras para lavouras. Entre os fatores conjunturais, destaca-se a tendência de acentuada valorização da taxa de câmbio, observada de 1992 até o final desta década. Com efeito, a valorização cambial teve grande impacto negativo sobre a rentabilidade de culturas de exportação, como soja, café e cítricos, por exemplo, cuja produção era realizada principalmente na região Centro-Sul.

Esse período de 1989 a 1999 também foi caracterizado por políticas de desregulamentação e abertura comercial, que implicaram maior exposição ao mercado externo de setores anteriormente protegidos pelo governo federal (HELFAND; REZENDE, 2001). Foi o que ocorreu, por exemplo, com a cultura de trigo, cujos subsídios à produção foram

gradualmente removidos entre os anos de 1987 e 1989. De modo semelhante, a política de desregulamentação teve profundo impacto sobre a renda auferida com o cultivo de cafeeiros. Com o fim do Acordo Internacional do Café (AIC), em 1989, e a despeito da retenção de estoques deste produto por parte do governo brasileiro, o aumento das exportações de café pelos demais países produtores teve, como consequência, expressiva redução do preço do café no mercado internacional (MELO, 1993). Como as culturas do trigo e do cafeeiro eram realizadas, principalmente, na região Centro-Sul, é possível inferir que os produtores desta região tiveram grandes perdas, arcando com a maior parte dos custos de desregulamentação dos respectivos setores. Naturalmente, essas perdas tiveram reflexos sobre o mercado de terras. Apesar da tendência geral de queda dos preços de terras para lavouras entre 1989 e 1999, alguns estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste foram mais afetados.

Analisando a distribuição dos índices de preços relativos de um hectare de terras para lavouras em 1999, e comparando-a com a distribuição que vigorava em 1989, confirma-se que houve, de fato, uma tendência de desvalorização da terra em alguns estados da região Centro-Sul (Figura 10). Foi o que ocorreu, por exemplo, no Rio de Janeiro, que passou da última para a penúltima classe (com índice de preço entre 175 e 200). No caso do Paraná, que possuía grande participação na produção nacional de trigo e de café, também houve desvalorização do preço de sua terra para lavoura em relação à média nacional (ainda que o estado tenha permanecido no mesmo intervalo de classe). De modo semelhante, houve desvalorização relativa dos preços de terras para lavouras no Espírito Santo e no Mato Grosso do Sul.

Contrapondo-se à tendência de desvalorização na região Centro-Sul, a região Norte teve uma evolução favorável em termos de preços relativos das terras para lavouras. Com a exceção do estado do Pará, na região Norte todos os demais estados analisados apresentaram valorização relativa deste fator produtivo entre os anos de 1989 e 1999. Nos estados do Acre, Amazonas, Roraima e Tocantins, essa tendência de valorização resultou em passagem dos seus índices relativos de preços de terras para lavouras para classes superiores (ver Figura 10). No Maranhão, de modo semelhante, também houve aumento expressivo de seu índice de preço, que passou de 9 para 25, atingindo o segundo intervalo de classe (ver Figura 10). Isto explica a redução da cauda esquerda da distribuição da Figura 11 (lado esquerdo) no ano de 1999 em relação ao que se tinha no ano de 1989.

Conforme indicado anteriormente, a produção agropecuária e, conseqüentemente, os preços de terras para lavouras na região Centro-Sul eram mais susceptíveis às variações da taxa de câmbio, bem como às políticas de desregulamentação e abertura comercial então em vigor.

Assim, os preços de terras das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste sofreram, de modo geral, maiores reduções, aproximando-se dos preços que vigoravam nas demais regiões.

Ao contrário do que havia ocorrido no período imediatamente anterior, os anos de 1999 a 2005 foram relativamente prósperos para o setor agropecuário. A princípio, as exportações de *commodities* agrícolas foram favorecidas por uma tendência de desvalorização da taxa de câmbio. Em 2003, quando houve valorização cambial, o seu efeito foi mais que compensado por uma tendência de aumento dos preços de *commodities* agrícolas no mercado internacional (BACHA, 2018). Os fatores supracitados tiveram grande impacto sobre a renda agropecuária e, conseqüentemente, sobre os preços de terras nuas para lavouras em todas as regiões do país. Não obstante, as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que possuíam maior integração em relação ao mercado internacional, foram as principais beneficiadas.

A partir da Figura 10, é possível observar que houve acentuada valorização relativa de preços de terras para lavoura na região Centro-Oeste entre 1999 e 2005, sendo que os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás passaram para classes superiores nos índices da distribuição relativa dos preços de terras para lavouras. Analogamente, houve valorização relativa do preço da terra para lavoura no Rio Grande do Sul e em Santa Catarina, bem como nos estados do Paraná e de São Paulo, ainda que ambos tenham permanecido no último intervalo de classe. No caso de São Paulo, o índice de preço da terra nua para lavoura se distanciou bastante dos demais, o que explica o aumento da cauda superior – na função de densidade de probabilidade do índice de preço da terra para lavoura – entre os anos de 1999 e 2005 (lado esquerdo da Figura 11). Com a exceção dos estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo, nos quais houve acentuada redução dos índices de distribuição de preços relativos, os demais estados da região Centro-Sul apresentaram uma tendência de valorização relativa dos preços de suas terras para lavouras. Nas regiões Norte e Nordeste, ao contrário, houve uma tendência geral de desvalorização relativa de seus preços de terra nua para lavoura. Essa dinâmica está vinculada ao comportamento da demanda por produtos agrícolas e à evolução da taxa de câmbio. Neste período, de crescimento do setor agropecuário, os produtores da região Centro-Sul – mais integrados às “correntes” do mercado internacional – foram os principais beneficiários da tendência de aumento dos preços de *commodities* agrícolas. Isso teve reflexos sobre os preços de cada hectare de terras para lavouras nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, que se distanciaram dos demais preços de terras nas regiões Norte e Nordeste.

Através da Figura 11 (lado direito), é possível observar a distribuição dos logaritmos dos preços de terras para lavouras nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005. Através das funções de densidade de probabilidade, observa-se que houve, entre os anos de 1979 e 1989, uma

tendência de leve aumento da dispersão entre os preços de terras para lavouras. Com efeito, o desvio padrão dos logaritmos dos preços de terras para lavouras passou de 0,41 para 0,43 no referido subperíodo. No subperíodo seguinte (entre 1989 e 1999), ao contrário, nota-se que houve significativa redução da dispersão, com o desvio padrão passando de 0,43 para 0,34. Essa mudança constitui um indício de ocorrência de um processo de convergência entre os preços médios de terras para lavouras nos estados brasileiros, conforme destacado anteriormente. No último subperíodo (entre 1999 e 2005), ao contrário, houve considerável aumento da dispersão entre os preços de terras para lavouras. Com efeito, o desvio padrão dos logaritmos dos preços de terras para lavouras passou de 0,34, no ano de 1999, para 0,44 no ano de 2005, o que constitui um indício de ocorrência de um processo de divergência entre os preços de terras dessa categoria.

A partir da Figura 12, que corresponde à matriz de transição dos preços de terras para lavouras entre os anos de 1979 e 2005, observa-se que o período completo foi caracterizado por movimentos contraditórios, não sendo possível inferir sobre uma tendência de convergência ou de divergência dos preços de terras para lavouras entre os estados brasileiros. Considerando somente os estados que possuíam, em 1979, índice de preço inferior à média nacional (índice menor ou igual a 100), verifica-se que parte dos movimentos ocorreu à esquerda da diagonal principal, o que indica uma tendência de desvalorização relativa. Foi o que ocorreu nos estados da Paraíba, Pernambuco e Ceará, na região Nordeste, bem como no estado do Acre. Quanto aos demais estados inseridos nas primeiras classes (com índice de preço abaixo da média nacional), e que apresentaram aumento dos preços de terras para lavouras, destacam-se os de Mato Grosso e de Goiás, na região Centro-Oeste, além dos estados do Amazonas e de Roraima, na região Norte. Nessa última região (Norte), também houve significativa valorização da terra para lavoura em Rondônia (embora esse estado tenha permanecido no mesmo intervalo de classe). Através da Figura 10, é possível observar que a tendência de aumento dos preços relativos de terras para lavouras na região Norte, particularmente nos estados de Amazonas, Roraima e Rondônia, levou à formação de um novo *cluster* entre os anos de 1979 e 2005. Juntamente com o Acre, os três referidos estados formaram um *cluster* inserido no segundo intervalo de classe (com índice de preço entre 25 e 50) no ano de 2005.



2005 1979	[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	Total
[0, 25]	50,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(25, 50]	33,3%	66,7%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	3
(50, 75]	25,0%	25,0%	25,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(75, 100]	0,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	2
(100, 125]	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1
(125, 150]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	33,3%	33,3%	33,3%	0,0%	0,0%	3
(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	1
(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	2
(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	2

Figura 12 – Matriz de transição dos preços de terras para lavouras entre estados do Brasil (média = 100).

Fonte: elaboração própria com base em dados da FGV.

Na parte superior da distribuição da Figura 12, considerando somente os estados que possuíam, em 1979, terras de lavoura com índice de preço acima de 125, é possível observar que três estados tiveram movimentos à direita da diagonal principal, acentuando as diferenças em relação aos preços de terras para lavouras nos demais estados do Brasil. Esse movimento decorreu da evolução dos preços relativos de terras para lavouras nos estados de Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul. Conseqüentemente, o estado de Santa Catarina passou a integrar o *cluster* inserido no último intervalo de classe (com índice de preço acima de 200). Nesse último grupo, com efeito, as exceções corresponderam aos estados do Espírito Santo e do Rio de Janeiro, sendo que esse último estado atravessou um processo de acentuada desvalorização dos preços de terras para lavouras (Figura 10).

#### 2.4.2.2. As diferenças de preços de terras para pastagens

Assim como no caso de terras para lavouras, as terras para pastagens mais caras se encontram nas regiões Sul e Sudeste, sendo que os estados do Paraná e de São Paulo possuem os preços médios por hectare mais elevados do país (Figura 13).

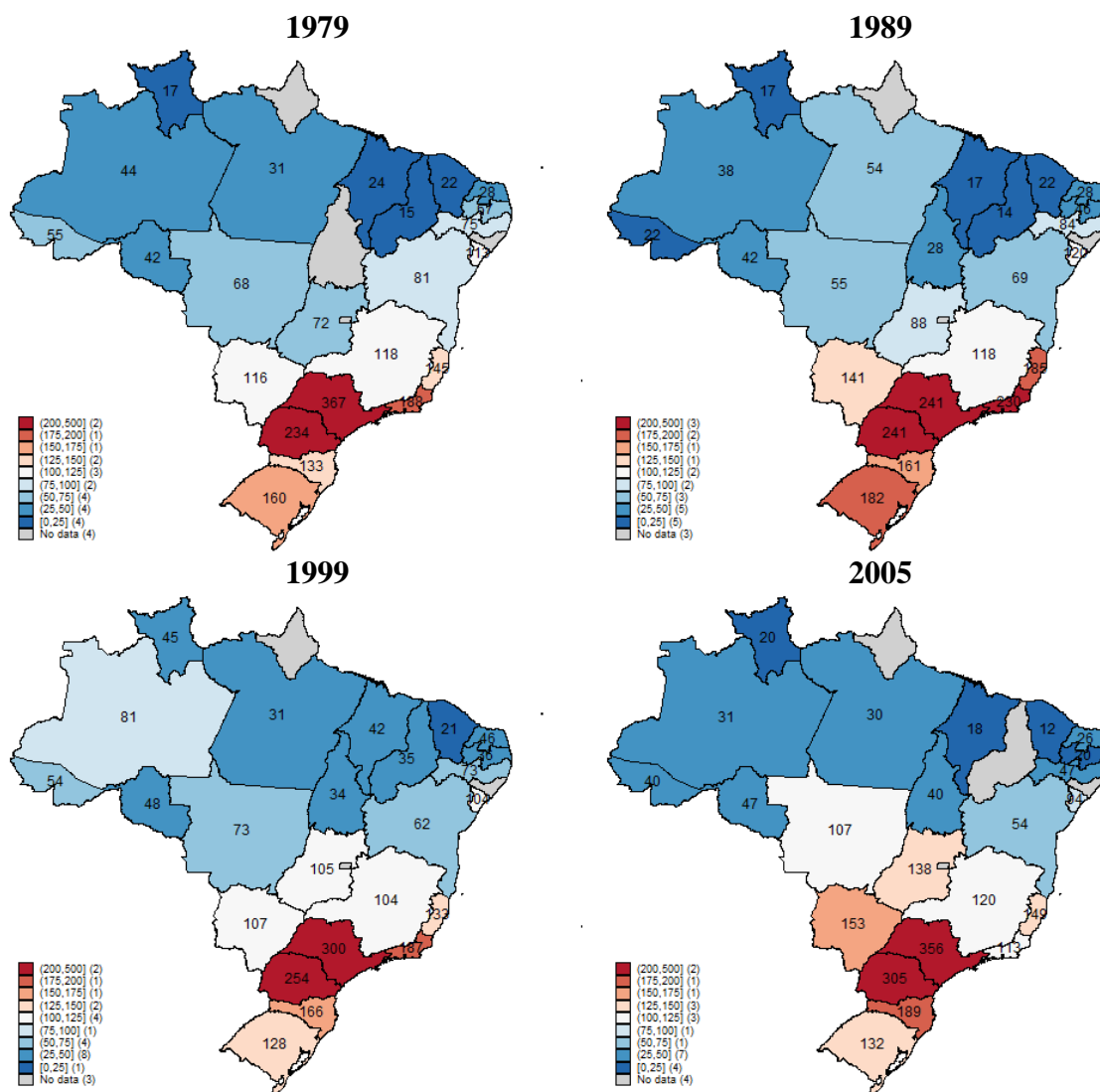


Figura 13 – Índices de preços de cada hectare de terra nua para pastagens nos estados do Brasil.

Fonte: elaboração própria com base em dados da FGV.

Nota: o valor dentro de cada estado é o seu índice de preço de terras para pastagens.

Em 1979, os estados próximos do Paraná e de São Paulo possuíam preços de terras para pastagens relativamente elevados, enquanto os estados mais distantes possuíam menores patamares de preços deste tipo de terra (sempre considerando valores para um hectare), especialmente nas regiões Norte e Nordeste. Entre os estados que se enquadravam na primeira classe (com índice de preço inferior a 25), destacavam-se os de Maranhão, Piauí e Ceará, na região Nordeste, bem como o estado de Roraima na região Norte. Observa-se, também, que os estados de Mato Grosso do Sul e de Minas Gerais ocupavam uma classe intermediária (com índice de preço entre 100 e 125). Desse modo, pode-se inferir que os preços de terras para pastagens não eram distribuídos de forma aleatória, havendo indícios de uma possível correlação deles através do espaço.

Entre os anos de 1979 e 1989, houve uma tendência de valorização relativa das terras para pastagens na região Centro-Sul em detrimento das regiões Norte e Nordeste. A principal exceção foi o estado do Pará, na região Norte, onde as terras para pastagens tiveram valorização acima da média nacional, passando para uma classe superior. Naquele período, os estados de Pernambuco e de Sergipe também foram exceções: embora tenham permanecido na mesma classe, apresentaram evolução favorável em termos de preços relativos de suas terras para pastagens. Na maioria dos estados das regiões Norte e Nordeste, contudo, os preços de terras para pastagens cresceram a uma taxa inferior à média nacional.

Na região Centro-Sul, por outro lado, grande parte dos estados apresentou valorização significativa de suas terras para pastagens entre 1979 e 1989, de maneira que os preços médios dessas terras se distanciaram, ainda mais, daqueles praticados nas regiões Norte e Nordeste. Entre os estados que tiveram valorização, destacam-se os de Rio Grande do Sul e Santa Catarina, na região Sul, bem como os estados de Mato Grosso do Sul e Goiás, na região Centro-Oeste. No caso da região Sudeste, também houve expressivo aumento de preços relativos de terras para pastagens nos estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo.

No que tange à função de densidade de probabilidade dos índices de preços relativos de um hectare de terras para pastagens, a Figura 14 (lado esquerdo) permite observar que houve, entre os anos de 1979 e 1989, uma tendência de redução da cauda superior. Basicamente, essa mudança pode ser explicada em função da evolução do preço da terra para pastagem no estado de São Paulo, que embora tenha se mantido como a mais elevada, sofreu significativa desvalorização relativa, aproximando-se dos demais preços de terras para pastagens.

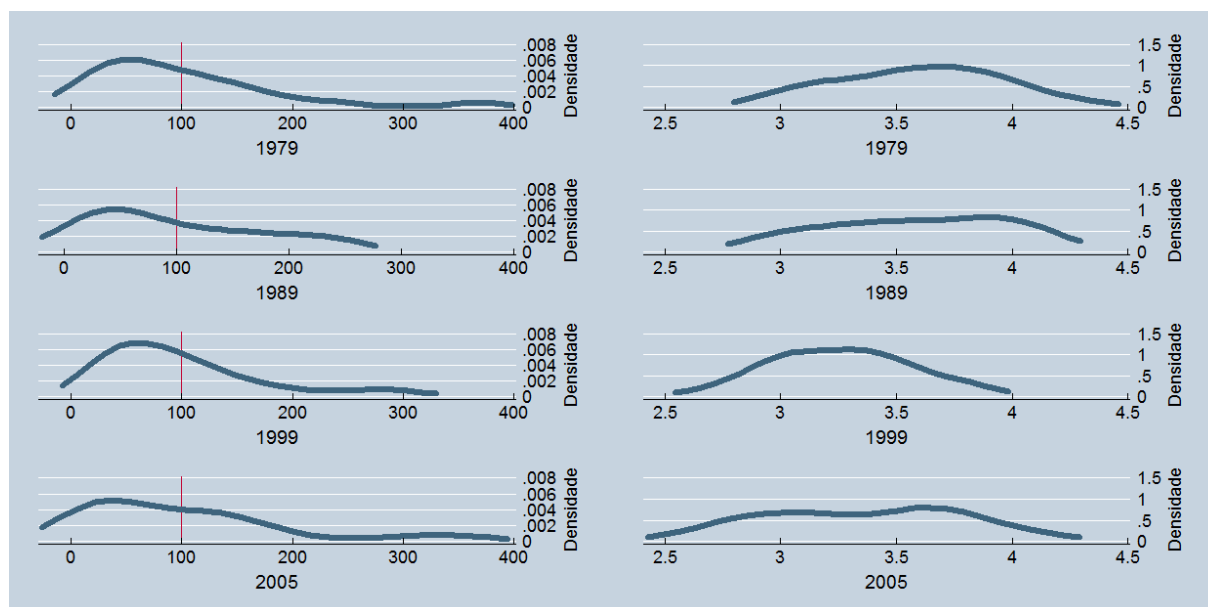


Figura 14 – Distribuição do índice de preço relativo da terra nua para pastagem (média = 100) (lado esquerdo) e distribuição do logaritmo do preço da terra nua para pastagem no Brasil (lado direito) – 1979, 1989, 1999 e 2005.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Assim como os preços de terras para lavouras, os preços de terras para pastagens (mensurados ambos para um hectare) apresentaram tendência de redução entre os anos de 1989 e 1999 (ver Figura 7). Fatores como a valorização da taxa de câmbio, além das políticas de desregulamentação e abertura comercial, ocorridas neste período, tiveram profundo impacto sobre o setor agropecuário, reduzindo as rendas e, conseqüentemente, os preços de terras (HELFAND; REZENDE, 2001; BACHA, 2018). A tendência de desvalorização não se restringiu às terras para lavouras, estendendo-se às terras para pastagens. Nesse último caso, também, as maiores perdas relativas se concentraram na região Centro-Sul. Na região Sudeste, por exemplo, houve desvalorização relativa dos preços de terras para pastagens nos estados do Rio de Janeiro e do Espírito Santo, que passaram para classes inferiores, bem como em Minas Gerais (que permaneceu no mesmo intervalo de classe). Ademais, os preços de terras para pastagens nos estados do Rio Grande do Sul e de Mato Grosso do Sul também sofreram perdas relativas, passando para classes inferiores de 1989 a 1999 (Figura 13).

Na região Norte, ao contrário, o que se observou foi uma tendência de aumento dos preços relativos de um hectare de terras para pastagem entre os anos de 1989 e 1999, sendo que a única exceção foi o estado do Pará. Entre os estados nos quais o preço de cada hectare de terra nua para pastagem teve valorização relativa, destacam-se os do Amazonas, Acre e Roraima. No caso da região Nordeste, houve acentuada valorização relativa dos preços de suas terras para pastagens nos estados de Maranhão e Piauí, que passaram da primeira para a segunda classe

(com índice de preço entre 25 e 50). Apesar da tendência geral de redução dos preços reais de terras para pastagens, as maiores perdas se concentraram em alguns estados da região Centro-Sul, cujos preços se aproximaram daqueles que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste.

Contrapondo-se à tendência observada no período imediatamente anterior, os anos de 1999 a 2005 foram caracterizados pelo aumento dos índices de preços relativos de um hectare de terra nua para pastagens no Centro-Sul. Conforme indicado através da Figura 13, houve acentuada valorização relativa dos preços de terras para pastagens na região Centro-Oeste, sendo que os estados de Mato Grosso do Sul, Goiás e Mato Grosso passaram para classes superiores na distribuição relativa dos preços de um hectare de terras para pastagens. No que tange à região Sul, apesar da tendência geral de aumento dos preços relativos, a valorização não foi tão acentuada quanto àquela observada na região Centro-Oeste. Nos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul, os preços de terras para pastagens permaneceram na mesma classe. Em Santa Catarina, contudo, a valorização do preço da terra para pastagens implicou passagem para um intervalo de preços relativos imediatamente superior. Na região Sudeste, de modo semelhante, houve valorização relativa em São Paulo, Minas Gerais e Espírito Santo, embora estes estados tenham permanecido nos mesmos intervalos de classe de preços relativos de suas terras para pastagens. Na região Sudeste, portanto, a única exceção correspondeu ao estado do Rio de Janeiro, no qual houve acentuada redução dos preços relativos de terras com pastagens (Figura 13).

A Figura 14 (lado esquerdo) sugere a maior desigualdade dos índices de preços relativos de um hectare de terras para pastagens em 2005 em relação ao que se tinha em 1999. O período de 1999 a 2005 foi caracterizado por mudanças positivas para parte do setor agropecuário, em especial o localizado no Centro-Sul. Após uma tendência de desvalorização da taxa de câmbio, que beneficiou o setor agropecuário até o ano de 2003, a valorização subsequente foi compensada pelo aumento dos preços de *commodities* agropecuárias (BACHA, 2018). Aparentemente, contudo, essas mudanças beneficiaram principalmente os produtores rurais do Centro-Sul, com destaque para os da região Centro-Oeste. Com efeito, o aumento da renda agropecuária se traduziu em acentuada valorização dos preços de terras nos estados pertencentes a essa região.

Ao que tudo indica, essa tendência não se restringiu aos preços de terras para lavouras, estendendo-se aos preços de terras para pastagens. Os dados também indicam que as regiões Norte e Nordeste foram, de um modo geral, excluídas desse processo de crescimento, uma vez que houve redução dos índices de preços de terras na maior parte dos seus estados. Na região Norte, por exemplo, houve desvalorização relativa – com conseqüente passagem para classes

inferiores de índices de preços relativos – no Amazonas, no Acre e em Roraima. A única exceção foi o estado de Tocantins, que apresentou tendência de leve aumento dos preços relativos de suas terras para pastagens, embora tenha permanecido na mesma classe (com índice de preço entre 25 e 50). Na região Nordeste, de modo semelhante, houve acentuada redução dos preços relativos de suas terras para pastagens, com consequente passagem para classes inferiores de índices de preços relativos, nos estados de Maranhão, Paraíba, Pernambuco e Sergipe. Conquanto tenham permanecido na mesma classe, os preços de terras para pastagens nos estados de Ceará, Rio Grande do Norte e Bahia também apresentaram grandes perdas relativas entre os anos de 1999 e 2005.

O lado direito da Figura 14 mostra a distribuição dos logaritmos dos preços de terras para pastagens nos anos de 1979, 1989, 1999 e 2005. Visualmente, talvez seja difícil inferir sobre uma tendência de aumento ou de redução da dispersão dos logaritmos dos preços de terras para pastagens entre os anos de 1979 e 1989. Não obstante, o desvio padrão passou de 0,35 para 0,39 durante o referido subperíodo. Entre os anos de 1989 e 1999, ao contrário, observa-se uma tendência de redução da dispersão espacial desses preços, com o desvio padrão passando de 0,39 para 0,30, respectivamente. Em relação ao ano de 1989, também é possível observar que os logaritmos dos índices de preços relativos de terras para pastagens, no ano de 1999, estão mais concentrados em torno da média (3,26). Essas mudanças constituem indícios de que houve, entre os anos de 1989 e 1999, a ocorrência de um processo de convergência dos preços médios de terras para pastagens entre os estados brasileiros.

Por fim, o lado direito da Figura 14 também permite observar que o último subperíodo em análise (de 1999 a 2005) foi caracterizado por uma clara tendência de aumento da dispersão do preço do hectare de terras para pastagens entre os estados brasileiros. Com efeito, o desvio padrão dos logaritmos dos preços de terras para pastagens passa de 0,30, no ano de 1999, para 0,42 no ano de 2005, caracterizando um processo de aparente divergência entre os preços médios de cada hectare de terra nua dessa categoria.

A Figura 15 ilustra a matriz de transição dos preços de terras para pastagens entre os anos de 1979 e 2005. Assim como no caso das terras para lavouras, o referido período foi caracterizado por movimentos contraditórios, não sendo possível identificar uma clara tendência de convergência ou de divergência dos preços de terras para pastagens entre os estados brasileiros. Considerando somente os estados que, em 1979, estavam inseridos nas quatro primeiras classes (com índice de preço relativo menor ou igual a 100), verifica-se que parte dos movimentos ocorreu à esquerda da diagonal principal, indicando uma tendência de desvalorização relativa em estados que já eram caracterizados por um baixo patamar de preço

de terras para pastagens. Foi o que ocorreu no estado do Acre, na região Norte, bem como nos estados de Pernambuco, Paraíba e Bahia, na região Nordeste. Quanto aos demais estados que, em 1979, possuíam índice de preço inferior à média nacional, as Figuras 13 e 15 permitem observar que dois deles, quais sejam, os estados de Mato Grosso e de Goiás, convergiram para classes superiores, atravessando um processo de aumento dos preços relativos de suas terras para pastagens.

	2005									
1979	[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	Total
[0, 25]	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	3
(25, 50]	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(50, 75]	25,0%	25,0%	0,0%	0,0%	25,0%	25,0%	0,0%	0,0%	0,0%	4
(75, 100]	0,0%	50,0%	50,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	2
(100, 125]	0,0%	0,0%	0,0%	33,3%	33,3%	0,0%	33,3%	0,0%	0,0%	3
(125, 150]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	50,0%	0,0%	50,0%	0,0%	2
(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1
(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	1
(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	100,0%	2

Figura 15 – Matriz de transição dos preços de terras para pastagens entre estados do Brasil (média = 100).

Fonte: elaboração própria com base em dados da FGV.

No que tange à parte superior da distribuição, considerando somente os estados que possuíam, em 1979, índice de preço superior a 100, a Figura 15 permite observar que três deles passaram para classes inferiores. Foi o que ocorreu nos estados de Sergipe, do Rio Grande do Sul e do Rio de Janeiro. Nesse último estado, em particular, houve um processo de acentuada desvalorização dos preços de terras para pastagens, que passaram da oitava para a quinta classe (com índice de preço entre 100 e 125) no período de 1979 a 2005.

Notam-se nas Figuras 10 e 13 associações espaciais de preços de terras para lavouras e pastagens entre estados de diferentes regiões, formando distintos *clusters*. Há um *cluster* de altos preços relativos de terras em São Paulo e Paraná que se expande, no período de 1979 a 2005, em direção a Santa Catarina (considerando terras de ambas as categorias) e ao Rio Grande do Sul (somente no caso de terras para lavouras). De outro lado, há um *cluster* de preços baixos de terras do Acre ao Ceará e um outro *cluster* de preços intermediários de terras, abrangendo os estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Goiás, Minas Gerais, Rio de Janeiro e Espírito Santo, que se formou no período de 1979 a 2005. A análise gráfica, apesar de útil para a compreensão acerca da evolução dos índices de preços relativos, bem como sobre a formação de novos *clusters*, é insuficiente para que se identifique a ocorrência de um processo de convergência ou de divergência dos preços de terras agrícolas nesses 27 anos. Apenas o teste

econométrico (feito no capítulo 3) pode indicar, de forma concludente, a ocorrência (ou não) de convergência dos preços de terras para lavouras e para pastagens no período de 1979 a 2005.

### 2.4.3. Análise das diferenças de preços de terras dentro dos Estados

As Figuras 8 e 9 indicam que a partir de 2004 parece ocorrer um arrefecimento no processo de divergência dos preços de terras (tanto para lavouras quanto para pastagens) **entre** os estados brasileiros. No entanto, o ano de 2005 é o último em que a série de preços de terras da FGV permite uma análise consistente desse aspecto. Observa-se na Tabela 2 do capítulo 1 que a partir de 2006 há dados incompletos desses preços para quatro das cinco macrorregiões brasileiras.

De modo a complementar a análise da dispersão de preços de terras e diagnosticar o que ocorre a partir de 2005, pode-se utilizar os preços de terras para lavouras e para pastagens da FNP a partir de 2003. A Figura 16 apresenta a evolução do desvio padrão do logaritmo desses preços entre os anos de 2003 e 2017. Tanto para as terras para lavouras quanto para pastagens, observa-se aumento da dispersão de seus preços de 2003 para 2004, mas queda a partir de 2005.

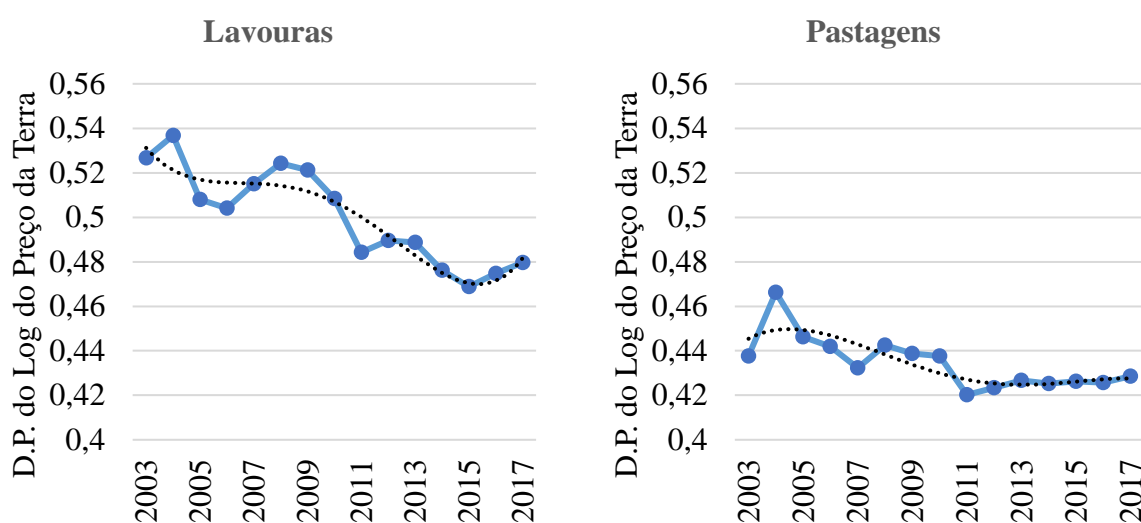


Figura 16 – Dispersão do preço da terra, segundo categorias, entre os anos de 2003 e 2017

Fonte: Elaborado com base em dados da FNP (2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015, 2016, 2017, 2018).

De modo a detalhar a evolução das diferenças dos preços de terras **dentro** dos estados brasileiros, as seções 2.4.3.1 e 2.4.3.2 apresentam as análises dos índices de preços relativos de terras para lavouras e para pastagens, respectivamente, considerando as microrregiões definidas pela FNP.



### 2.4.3.1. Índices dos preços de terras para lavouras nas microrregiões

A Figura 17 ilustra a distribuição dos índices de preços relativos de terras para lavouras nos anos de 2003 e de 2017. Considerando, a princípio, somente o ano de 2003, é possível observar que as terras mais caras do Brasil (com índice de preço acima de 200), concentravam-se nas regiões Sul e Sudeste, principalmente nos estados do Paraná e de São Paulo (confirmando os resultados da Figura 10). Nesses casos, as terras pertencentes à última classe de índices de preços relativos ocupavam grande proporção, mas não a totalidade, desses dois territórios estaduais. No extremo oposto, a região Nordeste era caracterizada pelo predomínio de terras para lavouras relativamente baratas, com índice de preço relativo abaixo de 25. A principal exceção correspondia à microrregião do Perímetro Irrigado de São Francisco (93), em Pernambuco, onde a terra agrícola irrigável atingia um elevado patamar de preço, situando-se na penúltima classe (de índices de preços relativos de terras para lavoura).

A Figura 17 também revela que, dentro dos estados (avaliados por suas microrregiões), pode haver significativa diferença entre os preços de terras para lavouras. Na verdade, como o preço da terra depende de fatores como relevo e condições edafoclimáticas, entre outras condições relacionadas à localização, até mesmo as microrregiões possuem diversidade (ou variabilidade) dos preços de suas terras. Não obstante, os índices de preços relativos foram calculados com base nos valores mais frequentes encontrados em cada microrregião. Ademais, observa-se a existência de *clusters*, ou seja, de grupos de microrregiões que possuem contiguidade física, pertencendo ao mesmo intervalo de classe. Tomando como referência o ano de 2017, por exemplo, observa-se claramente a existência de um *cluster*, pertencente à última categoria (com índice de preço relativo de terras para lavoura acima de 200), que vai desde a microrregião de Passo Fundo (3), no Rio Grande do Sul, até a Microrregião de Araxá (45), em Minas Gerais. Naturalmente, os índices de preços relativos de terras (e consequentemente, os *clusters*) mudam ao longo do tempo (Figura 17).

Na região Sul, houve aumento de preços relativos de terras para lavouras nos estados do Rio Grande do Sul e de Santa Catarina de 2003 para 2017 (Figura 17). No estado do Paraná, em contrapartida, observou-se uma tendência de desvalorização relativa deste ativo, especialmente nas microrregiões que pertenciam à última classe, com índice de preço acima de 200. Ademais, é interessante observar que a maior parte dos *outliers*, com elevado patamar de preço da terra para lavoura, encontrava-se na região Sul, particularmente no estado do Paraná.

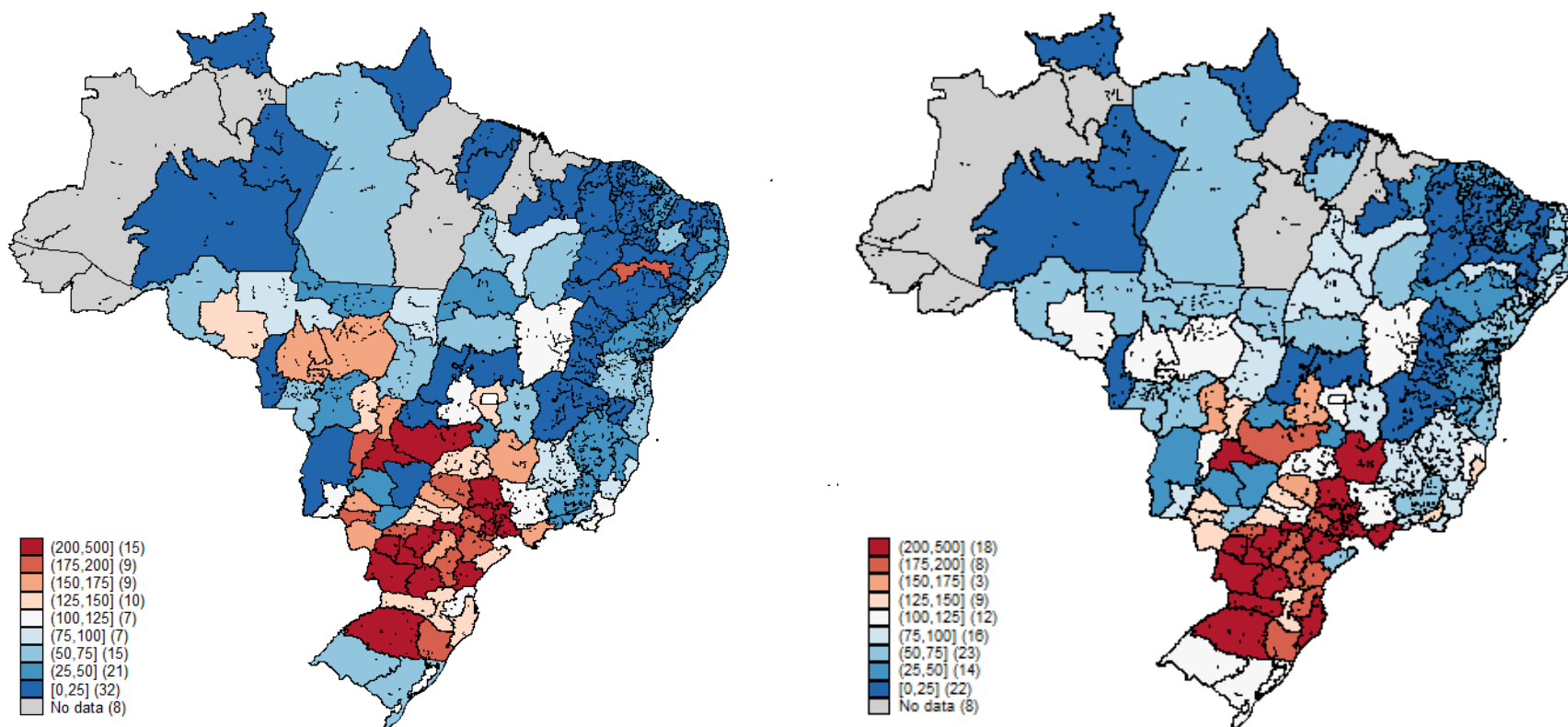


Figura 17 – Faixas de índices de preços relativos de terra nua para lavoura no Brasil – 2003 (lado esquerdo) e 2017 (lado direito).

Fonte: elaboração própria com base em dados da FNP (2004, 2018).

No canto superior esquerdo da Figura 18, encontra-se a função de densidade de probabilidade que abrange todas as microrregiões do Brasil, sendo que o traço vertical em cada gráfico indica o índice (igual a 100) correspondente ao preço médio da terra para lavouras em todo o Brasil. Nos outros gráficos (das grandes regiões) os índices são os mesmos, o que significa que foi mantida a mesma fórmula de cálculo, que leva em conta o preço médio da terra para lavouras em nível nacional. Portanto, a estratégia consistiu em apresentar, de forma separada, os índices de preços das microrregiões pertencentes às grandes regiões do Brasil. Assim, na cauda direita da função de densidade de probabilidade do Brasil, há uma maior proporção de microrregiões pertencentes às regiões Sul e Sudeste, por exemplo. Na cauda esquerda, por outro lado, encontram-se principalmente as microrregiões pertencentes às regiões Norte e Nordeste.

As funções de densidade de probabilidade (Figura 18) permitem observar que o preço médio da terra, na região Sul, é significativamente maior que aquele observado nas demais regiões do país. Em 2003, a maior parte das microrregiões da região Sul encontrava-se acima da média nacional (índice igual a 100). Através da Figura 18, também é possível observar que houve, entre os anos de 2003 e 2017, significativa redução da variabilidade desses índices de preços. A distribuição, anteriormente classificada como platicúrtica (achatada), torna-se leptocúrtica (pontaguda), com valores mais concentrados em torno da média regional (índice médio de 206,3 no ano de 2017). Ademais, chama-se a atenção para o fato de que a Região Sul não possuía, em 2017, qualquer microrregião com preço de terra para lavoura abaixo da média nacional.

No caso da região Sudeste, a função de densidade de probabilidade do índice de preço relativo de terras para lavouras, em 2003, caracteriza uma distribuição moderadamente assimétrica à direita (Figura 18). Entre as microrregiões que se encontravam na cauda superior, possuindo terras para lavouras com preços bem acima da média regional, destacam-se<sup>12</sup> Campinas (20), Piracicaba (24) e Ribeirão Preto (31). Não obstante, a Figura 18 permite observar que houve, entre os anos de 2003 e 2017, significativa redução na variabilidade dos preços de cada hectare de terras para lavouras entre as microrregiões do Sudeste.

Na região Nordeste, a valorização relativa de terras para lavouras em algumas microrregiões, que convergiram para classes superiores (com índice de preço entre 50 e 100), explica a mudança na função de densidade de probabilidade do índice de preço, que passou de leptocúrtica (pontaguda) em 2003, para platicúrtica (achatada) em 2017 (Figura 18). Ainda que

---

<sup>12</sup> Os números entre parênteses localizam essas microrregiões no mapa da Figura 1 do capítulo 1 desta tese.

a maior parte dos preços tenha permanecido abaixo da média nacional, houve uma evolução favorável em termos de distribuição desses preços entre as classes previamente definidas. Além disso, é interessante observar que o preço da terra para lavoura no Perímetro Irrigado de São Francisco (93), anteriormente situado na cauda superior da função de densidade de probabilidade, atravessou um processo de significativa desvalorização em relação à média nacional. Isso explica a redução da cauda superior entre os anos de 2003 e 2017 para o Nordeste (Figura 18).

A mesma Figura 18 também permite observar o predomínio de terras para lavouras com baixo patamar de preço na região Norte do Brasil. A única exceção diz respeito à microrregião de Cacoal (124), no estado de Rondônia. No ano de 2003, com efeito, 50% das microrregiões em análise encontrava-se na primeira classe, com índice de preço abaixo de 25. Entre os anos de 2003 e 2017, contudo, houve uma evolução favorável em termos de preços relativos de terras para lavouras na região Norte, com algumas microrregiões passando para classes superiores. Esse foi o caso, por exemplo, das microrregiões de Palmas (77) e de Araguaína (78), no estado de Tocantins.

A valorização relativa do preço de cada hectare de terra para lavoura, nas microrregiões supracitadas, explica a alteração na função de densidade de probabilidade do índice de preço da região Norte (ver Figura 18). Em 2003, tal função era leptocúrtica, com valores concentrados na primeira classe. Em 2017, contudo, a função de densidade de probabilidade torna-se platicúrtica (achatada), refletindo uma distribuição mais homogênea entre as classes de preços.

A Figura 19, na qual são apresentadas as funções de densidade de probabilidade dos logaritmos dos preços de terras para lavouras no Brasil e em suas grandes regiões, permite observar que houve significativa redução na variabilidade dos logaritmos desses preços nas regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste.

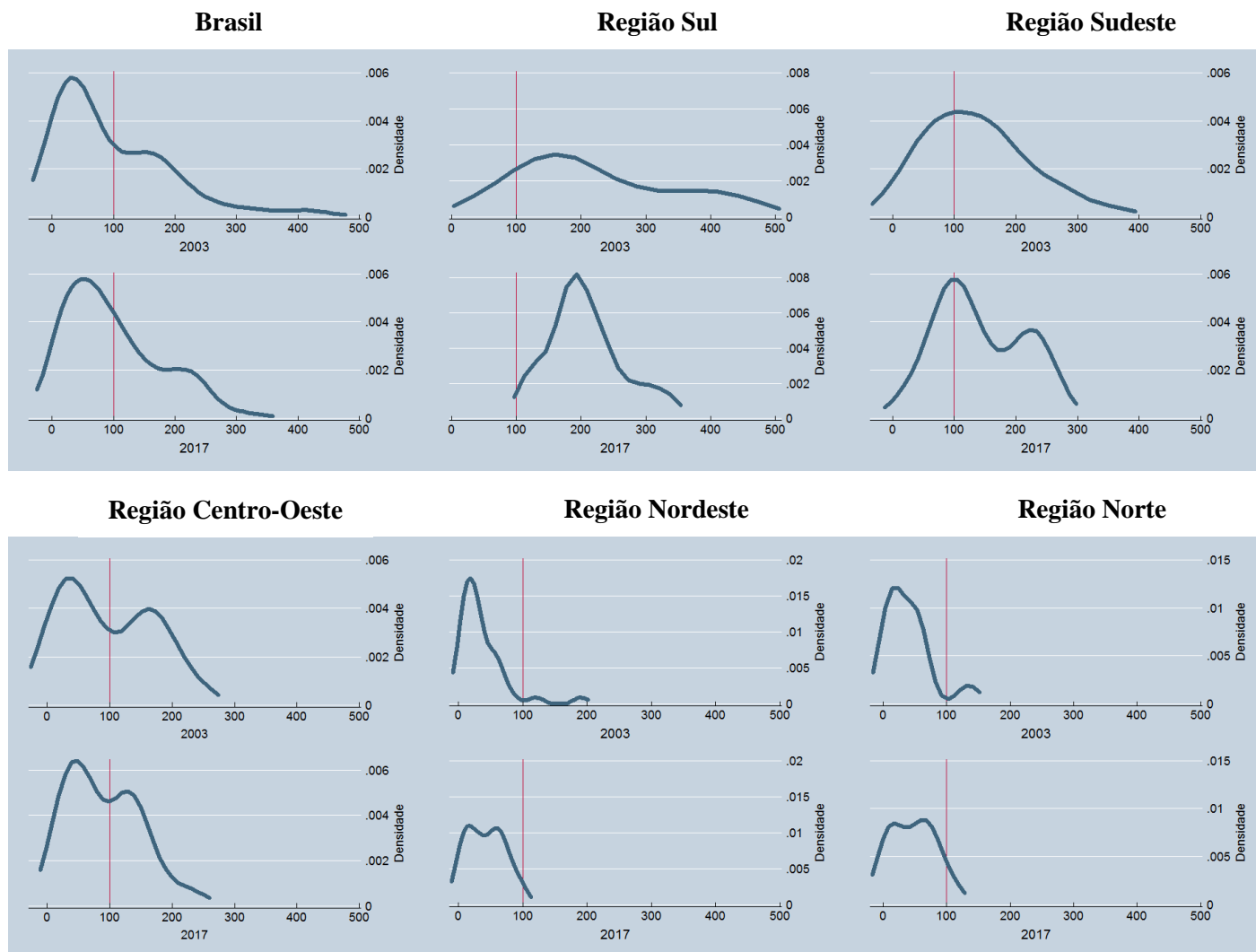


Figura 18 – Distribuição do índice de preço da terra nua para lavoura no Brasil e em suas Grandes Regiões (média =100) – anos de 2003 e 2017.

Fonte: Resultados da pesquisa.

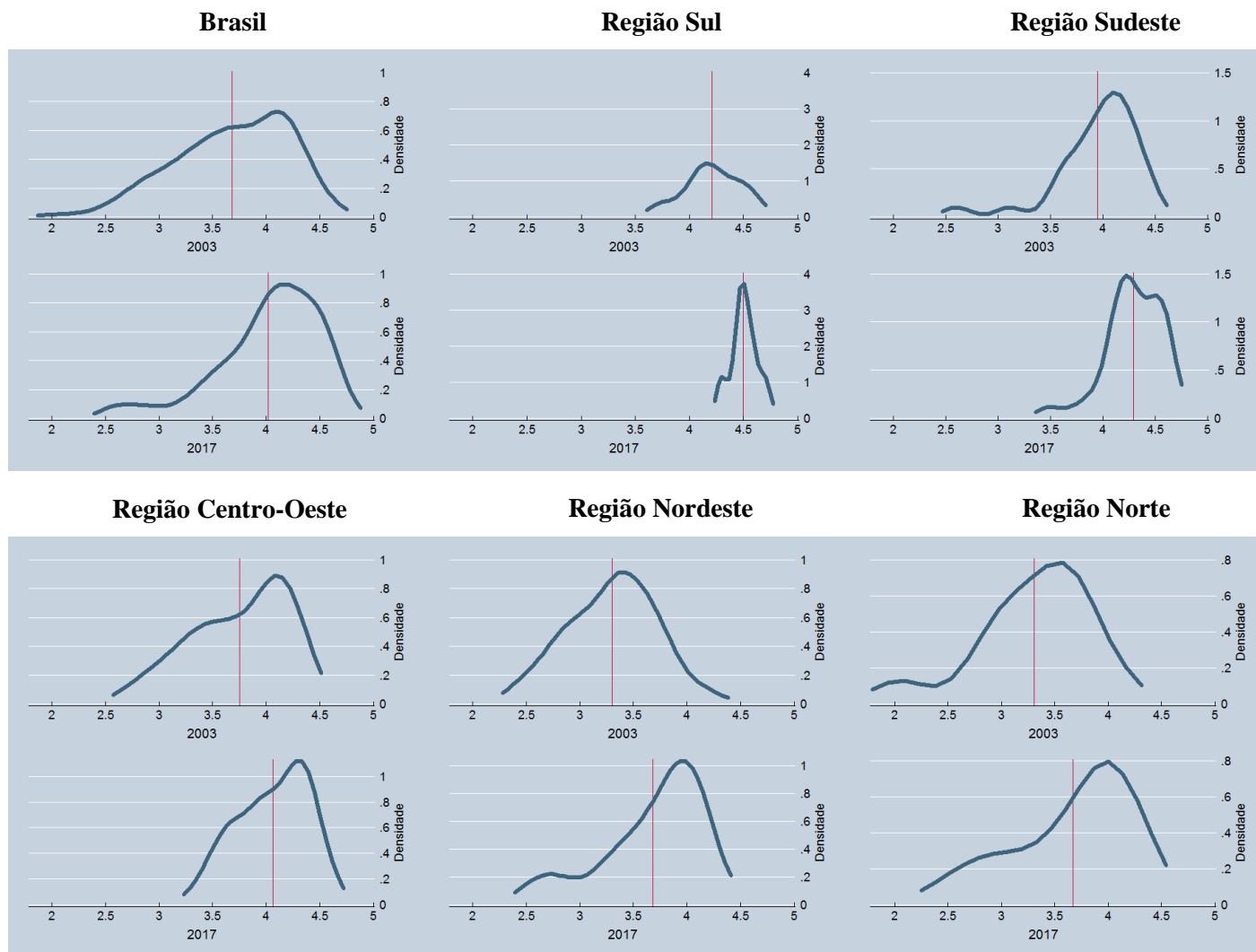


Figura 19 – Distribuição do logaritmo do preço de cada hectare de terra nua para lavoura no Brasil e em suas Grandes Regiões – 2003 e 2017.

Fonte: Resultados da pesquisa

A matriz de transição dos preços de terras para lavouras (Figura 20) permite observar que houve, entre os anos de 2003 e 2017, significativa mudança em termos de distribuição dos preços relativos. Em primeiro lugar, chama-se a atenção para o grande número de microrregiões, anteriormente inseridas na primeira ou na segunda classe (com índice de preço inferior a 50), que convergiu para classes superiores, atravessando um processo de acentuada valorização. Estas mudanças estão associadas, principalmente, à evolução dos preços dessas terras na região Nordeste, bem como em algumas microrregiões do Centro-Oeste e do estado de Minas Gerais. Na região Centro-Oeste, por exemplo, houve intensa valorização dos preços de terras ocupadas com a vegetação de cerrado. No estado de Minas Gerais, por outro lado, houve aumento de preços relativos em um território contíguo, abrangendo as microrregiões de Juiz de Fora (43), Governador Valadares (47) e até mesmo Jequitinhonha (50), inserida no polígono das secas (os números entre parênteses identificam essas microrregiões na Figura 1 do capítulo 1).

	2017										
2003	[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	Total	
[0, 25]	68,8%	21,9%	6,3%	3,1%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	32	
(25, 50]	0,0%	23,8%	47,6%	23,8%	4,8%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	21	
(50, 75]	0,0%	13,3%	53,3%	20,0%	13,3%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	15	
(75, 100]	0,0%	0,0%	28,6%	42,9%	0,0%	28,6%	0,0%	0,0%	0,0%	7	
(100, 125]	0,0%	0,0%	0,0%	42,9%	28,6%	0,0%	14,3%	14,3%	0,0%	7	
(125, 150]	0,0%	0,0%	10,0%	0,0%	40,0%	20,0%	10,0%	0,0%	20,0%	10	
(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	22,2%	44,4%	0,0%	11,1%	22,2%	9	
(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	11,1%	11,1%	11,1%	11,1%	44,4%	11,1%	9	
(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	13,3%	86,7%	15	

Figura 20 – Matriz de transição dos índices de preços relativos de terra nua para lavouras entre microrregiões do Brasil (média = 100) – anos de 2003 e 2017.

Fonte: Elaboração própria com base em dados da FNP (2004, 2018).

No caso de terras com índice de preço relativo acima da média nacional, embora algumas microrregiões tenham convergido para classes superiores, o que se observou foi uma tendência geral de desvalorização relativa. Entre as microrregiões que atravessaram esse processo, pode-se mencionar as de Curitiba (12) e de Rio Verde (69), que passaram da última para a penúltima classe (com índice de preço entre 175 e 200). De um modo geral, a redução de preços relativos – que foi acompanhada de passagem para classes inferiores – concentrou-se nos estados de São Paulo, Rio de Janeiro, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Assim, a matriz de transição dos preços (Figura 20) apresenta indícios de que houve, entre os anos de 2003 e 2017, um processo de convergência dos preços de cada hectare de terra nua para lavouras. Isso significa que os preços de terras relativamente baratas, que se encontravam em microrregiões

menos favorecidas, cresceram de forma mais rápida, aproximando-se dos patamares que vigoravam nas demais microrregiões. Mas quais seriam os fatores subjacentes à valorização dos preços de terras nestas microrregiões? De um modo geral, a evolução favorável dos preços das *commodities* agrícolas, aliada aos investimentos em termos de infraestrutura e algumas alterações relevantes na legislação (com a introdução do Novo Código Florestal), tiveram profundas consequências sobre a produção agropecuária no Brasil entre os anos de 2003 e 2017. Através da análise realizada nesse capítulo-artigo, foram encontrados indícios de que os fatores supracitados alteraram, de forma significativa, os preços relativos de cada hectare de terras para lavouras no território brasileiro.

No que tange ao primeiro e principal fator, qual seja, a tendência de aumento dos preços de *commodities* agrícolas (especialmente da soja), os dados da FNP revelaram que o crescimento da área cultivada com a oleaginosa esteve associado ao aumento do preço de terras em diferentes regiões do Brasil. Foi o que ocorreu, por exemplo, nas microrregiões de Uruguaiana (1) e de Pelotas (2), no Rio Grande do Sul, onde esta cultura passou a substituir o cultivo de arroz em algumas localidades, notadamente em terras com baixa disponibilidade de água (FNP, 2014). De modo semelhante, a evolução favorável das cotações de grãos contribuiu para o aumento de preços relativos de terras para lavouras nas microrregiões de Chapecó (5) e de Florianópolis (7) (FNP, 2011).

Na região Centro-Oeste, por exemplo, a valorização relativa dos preços de terras para lavoura, nas microrregiões de Barra do Garças (65) e de Alta Floresta (67), esteve associada à expansão da produção de soja, que avançou para terras anteriormente ocupadas pela pecuária extensiva. De modo semelhante, a valorização das terras ocupadas com a vegetação de cerrado, nos estados de Mato Grosso do Sul e de Goiás, decorreu não somente das alterações introduzidas pelo Novo Código Florestal – tendo em vista a finalidade de compensação de Reserva Legal – como também da possibilidade de abertura de novas áreas, aptas ao cultivo de grãos (BACHA; HARBS; STEGE, 2018; FNP, 2013). O mesmo raciocínio pode ser aplicado, sem perda de generalidade, a algumas microrregiões que se destacaram pela acentuada valorização dos preços de terras para lavouras nas regiões Norte e Nordeste.

Na região Norte, a introdução de variedades precoces de soja desempenhou importante papel, permitindo o cultivo de milho 2ª safra – com consequente aumento da renda agropecuária – nas microrregiões de Palmas (77) e de Araguaína (78) (ALVES et al., 2018). Evolução semelhante ocorreu na microrregião de Paragominas (121), que ainda contava com importantes vantagens comparativas: solos com pH adequado em grande parte do território; um calendário de plantio diferente, permitindo a comercialização da soja com melhores preços; e a



disponibilidade de mais de um canal para o escoamento da produção (FNP, 2005, 2006, 2007, 2008). Essas características tiveram, como consequência, o aumento dos preços relativos de terras para lavouras. No caso da região Nordeste, mais especificamente na microrregião de Codó (117), o aumento dos preços de terras para lavouras também esteve associado à conversão gradual do uso do solo, sendo que as pastagens foram cedendo espaço ao cultivo de arroz e subsequente produção de soja.

Ainda que o aumento da demanda internacional e o seu impacto sobre os preços de *commodities* agropecuárias (em especial de grãos) tenham sido os principais fatores subjacentes ao aumento dos índices de preços relativos de terras (em especial em áreas cobertas com cerrado), outros fatores concorreram para a valorização de terras das regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste entre 2003 e 2017, reduzindo as suas diferenças em relação aos índices de preços de terras que vigoravam nas regiões Sul e Sudeste, particularmente nos estados do Paraná e de São Paulo. Na região Centro-Oeste, por exemplo, a expansão do setor sucroenergético desempenhou importante papel, elevando a demanda por terras para lavouras próximas às usinas. Conforme destacado por Shikida (2013), fatores como baixa declividade e boas condições edafoclimáticas, além de preços de terras relativamente baixos (quando comparados àqueles que vigoram em regiões tradicionais de cultivo desta lavoura, como São Paulo e Minas Gerais), atraíram investimentos do setor sucroenergético para a região Centro-Oeste.

No Rio Grande do Norte, a valorização dos preços de terras esteve associada, em grande medida, à instalação de parques eólicos e de linhas de transmissão de energia (FNP, 2013). Além disso, o crescimento da densidade demográfica e, conseqüentemente, da urbanização, resultou em aumento dos preços de terras para lavouras no Leste Potiguar (microrregião número 104) (FNP, 2014). Na microrregião do Agreste Potiguar (103), por outro lado, a valorização de terras para lavouras esteve associada à instalação de várias processadoras de fécula de mandioca, cuja atuação terminou por elevar a renda agropecuária e, conseqüentemente, os preços de terras agrícolas da microrregião (FNP, 2015).

Os fatores supracitados causaram profundas alterações na distribuição dos preços relativos de cada hectare de terra nua para lavouras entre os anos de 2003 e 2017. Nas regiões Sul e Sudeste, por exemplo, o que se observou no referido período foi a expansão de um *cluster* de altos preços relativos (com índice de preço relativo acima de 175), que passou a abranger as microrregiões de Chapecó (5), Florianópolis (7) e Joinville (8), em Santa Catarina, e de Araxá (45) em Minas Gerais. Antes (em 2003), esse *cluster* de altos preços relativos se restringia aos estados de São Paulo e Paraná (ver lado esquerdo da Figura 17). Nesse caso, o período em

análise (2003 a 2017) parece ter sido caracterizado por uma expansão dos anéis de Von Thünen. Tal expansão teria sido motivada, principalmente, pelo aumento da demanda por grãos (sobretudo soja e milho) e seus impactos sobre a renda agropecuária e, conseqüentemente, sobre os preços de terras agrícolas nas regiões Sul e Sudeste. A partir da Figura 17, é possível observar que essas alterações implicaram a formação de um extenso *cluster* de altos preços relativos de terras para lavouras, que vai desde Passo Fundo (3), no Rio Grande do Sul, até a microrregião de Araxá (45), em Minas Gerais. Alteração semelhante ocorreu na região do MATOPIBA, com a valorização relativa de terras para lavouras nas microrregiões de Palmas (77) e de Araguaína (78), no Tocantins. Estas microrregiões passaram a integrar, juntamente com a microrregião de Balsas (114), no Maranhão, um novo *cluster* (com índices de preços entre 75 e 100) em 2017.

#### **2.4.3.2. Índices dos preços de terras para pastagens nas microrregiões**

A Figura 21 ilustra a distribuição dos índices de preços relativos de cada hectare de terra nua para pastagens nos anos de 2003 e de 2017 em todo o Brasil. Considerando, a princípio, somente o ano de 2003, é possível observar que as terras mais caras do Brasil para esta finalidade (com índice de preço acima de 200) concentravam-se nas regiões Sul e Sudeste, principalmente nos estados do Rio Grande do Sul, Paraná e São Paulo. Ademais, as microrregiões de Florianópolis (7), em Santa Catarina, e de Uberlândia (44), em Minas Gerais, também estavam inseridas na última classe, possuindo terras de pastagens com elevado patamar de preço. No outro extremo, as terras de pastagens mais baratas encontravam-se nas regiões Norte e Nordeste, bem como em parte do estado de Minas Gerais, na região conhecida como polígono das secas. A região Centro-Oeste, por seu turno, era caracterizada pelo predomínio de terras de pastagens com nível intermediário de preço relativo. As principais exceções, nesse último caso, diziam respeito a um conjunto de microrregiões, abrangendo um território contíguo no Mato Grosso do Sul, além das microrregiões de Tangará da Serra (63) e Entorno de Goiânia (72), nos estados de Mato Grosso e de Goiás, respectivamente.

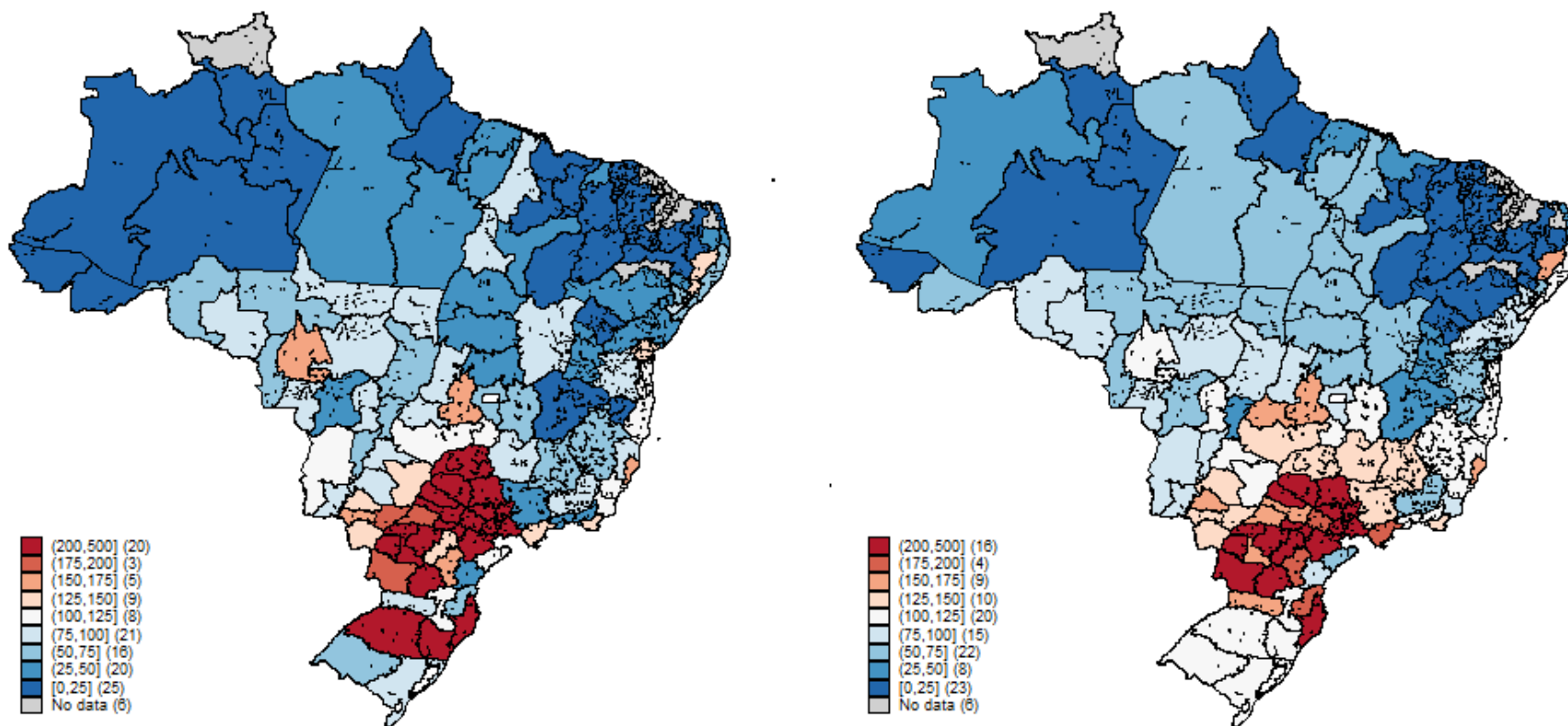


Figura 21 – Faixas de índices de preços relativos de terra nua para pastagem no Brasil – 2003 (lado esquerdo) e 2017 (lado direito)

Fonte: elaboração própria com base em dados da FNP (2004, 2018).

Entre 2003 e 2017, de um modo geral, houve uma tendência de desvalorização relativa das terras para pastagens que se encontravam nas últimas classes – com índice de preço relativo superior a 175 – notadamente nas regiões Sul e Sudeste (Figura 21). Entre as microrregiões que apresentaram essa desvalorização relativa, destacam-se aquelas que possuíam as terras para pastagens mais caras do país: foi o caso de Guarapuava (10) e de Londrina (17), no Paraná, bem como de Piracicaba (24) e de Ribeirão Preto (31), no estado de São Paulo. Ainda que essas referidas microrregiões tenham permanecido na mesma classe de preço, suas perdas relativas explicam, em larga medida, a redução da cauda superior na função de densidade de probabilidade do índice de preço para todo o Brasil (ver canto superior esquerdo da Figura 22).

Nas regiões Norte e Nordeste, em contrapartida, houve uma tendência de valorização relativa dos preços de terras para pastagens. No caso da região Norte, conquanto esses preços tenham permanecido abaixo da média nacional, a Figura 21 permite observar que houve aumento de preços relativos desse tipo de terra na maior parte dos estados do Norte. Na região Nordeste, por outro lado, o processo de valorização das terras para pastagem ocorreu principalmente em microrregiões próximas ao litoral, bem como nas microrregiões de Balsas (114) e de São Luis (118), no extremo oeste da região. Analogamente, observa-se uma tendência de aumento dos preços relativos de terras para pastagens em grande parte de Minas Gerais, bem como no estado de Goiás.

A partir das funções de densidade de probabilidade dos índices de preços, é possível observar que houve – entre os anos de 2003 e 2017 – uma redução na variabilidade dos preços de terras para pastagens na região Sul do Brasil (Figura 22). Em 2003, 29% das microrregiões sulinas possuíam terras para pastagens com preço abaixo da média nacional. Em 2017, contudo, esse percentual havia caído para 5,9%, uma vez que somente a microrregião de Curitiba (12) apresentou preço do hectare de terra para pastagem abaixo da média nacional (embora tenha apresentado valorização relativa durante o período em análise).

No Rio Grande do Sul, por exemplo, houve significativa mudança em termos de preços relativos de terras para pastagens entre 2003 e 2017. Nas microrregiões de Uruguaiana (1) e de Pelotas (2), os preços de cada hectare de terras para pastagens apresentaram acentuada valorização relativa, passando para uma classe intermediária (índice de preço entre 100 e 125). O oposto ocorreu nas microrregiões de Passo Fundo (3) e de Caxias do Sul (4), que tiveram grandes perdas relativas nos preços dessas terras. Conseqüentemente, as duas microrregiões passaram da última classe (entre 200 e 500) para uma classe intermediária (entre 100 e 125) quanto aos seus índices de preços de terras para pastagens (Figura 21). Dentro do Rio Grande

do Sul, portanto, houve um processo de convergência entre os preços de terras para pastagens entre suas microrregiões entre os anos de 2003 e 2017.

Ainda no que tange às funções de densidade de probabilidade dos índices de preços relativos de terras das microrregiões da região Sul (Figura 22), é notável que houve, entre os anos de 2003 e 2017, uma redução da cauda superior. Com efeito, as microrregiões de Passo Fundo (3), Caxias do Sul (4) e Campo Mourão (14), anteriormente enquadradas na parte superior da distribuição, passaram para classes inferiores. Ademais, a redução da cauda superior também pode ser atribuída à evolução do preço do hectare de terras para pastagem em microrregiões que, apesar de terem permanecido na última classe de preços relativos (entre 200 e 500), sofreram grandes reduções em seus índices de preços. Esse foi o caso das regiões de Guarapuava (10) e de Londrina (17), no Paraná. A Figura 23 também permite observar que houve, entre os anos de 2003 e 2017, significativa redução na dispersão entre os logaritmos dos preços de terras para pastagens na região Sul, sendo que o desvio padrão desses logaritmos dos preços passou de 0,29 para 0,15, respectivamente, entre esses anos.

Na região Sudeste, assim como no Sul do Brasil, o período de 2003 a 2017 foi caracterizado por um processo de redução na dispersão entre os preços de suas terras para pastagens (Figura 22). Em 2003, a função de densidade de probabilidade era moderadamente assimétrica à direita, possuindo alguns *outliers* compreendidos na parte superior da distribuição, entre os índices de 200 e 300. Mais especificamente, estes eram os casos das microrregiões de Piracicaba (24) e de Ribeirão Preto (31), que possuíam as terras para pastagens mais caras da região Sudeste. Apesar de terem permanecido na última classe, ambas as microrregiões apresentaram grandes perdas relativas em seus preços de terras para pastagem, o que explica a redução da cauda superior da distribuição dos índices desses preços entre os anos de 2003 e 2017 (Figura 22). A Figura 23, que mostra a distribuição dos logaritmos dos preços de terras para pastagens, também permite observar que o referido período foi caracterizado por uma tendência de redução na dispersão, com o desvio padrão dos logaritmos dos preços de terras para pastagem passando de 0,34 para 0,21.

No caso da região Nordeste, houve uma tendência de valorização de terras para pastagens no Agreste Pernambucano (95), de maneira que os seus preços se afastaram, ainda mais, daqueles que vigoravam nas demais microrregiões do Nordeste. Isso explica uma das mudanças na função de densidade de probabilidade, qual seja, o aumento da cauda superior entre os anos de 2003 e 2017 (Figura 22). De modo geral, a Figura 23 permite observar que houve significativa redução na variabilidade dos logaritmos dos preços nas regiões Sul, Sudeste e Centro Oeste entre 2003 e 2017.

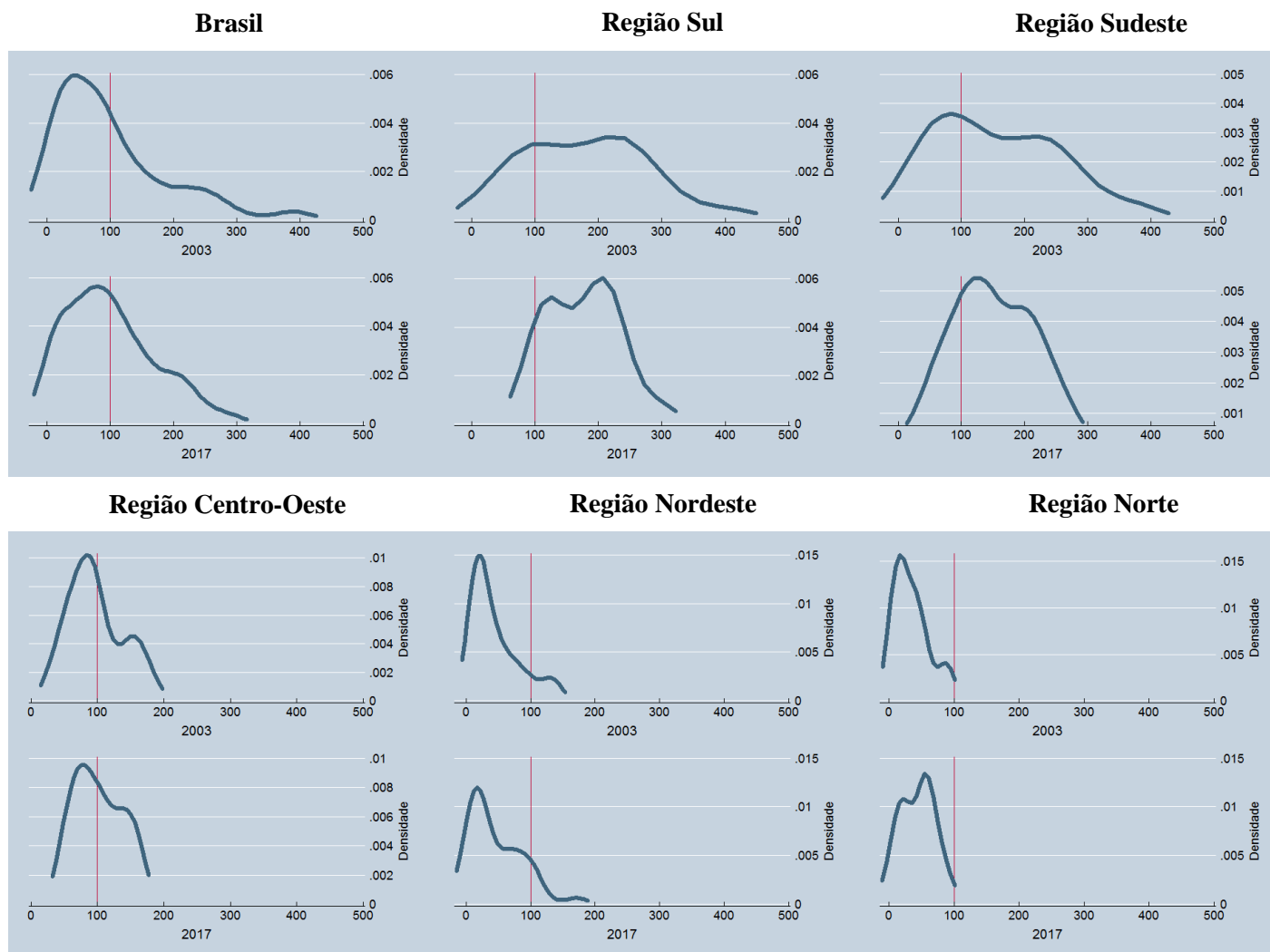


Figura 22 – Distribuição do índice de preço da terra nua para pastagem no Brasil e em suas Grandes Regiões (média = 100) – 2003 e 2017.

Fonte: Resultados da pesquisa

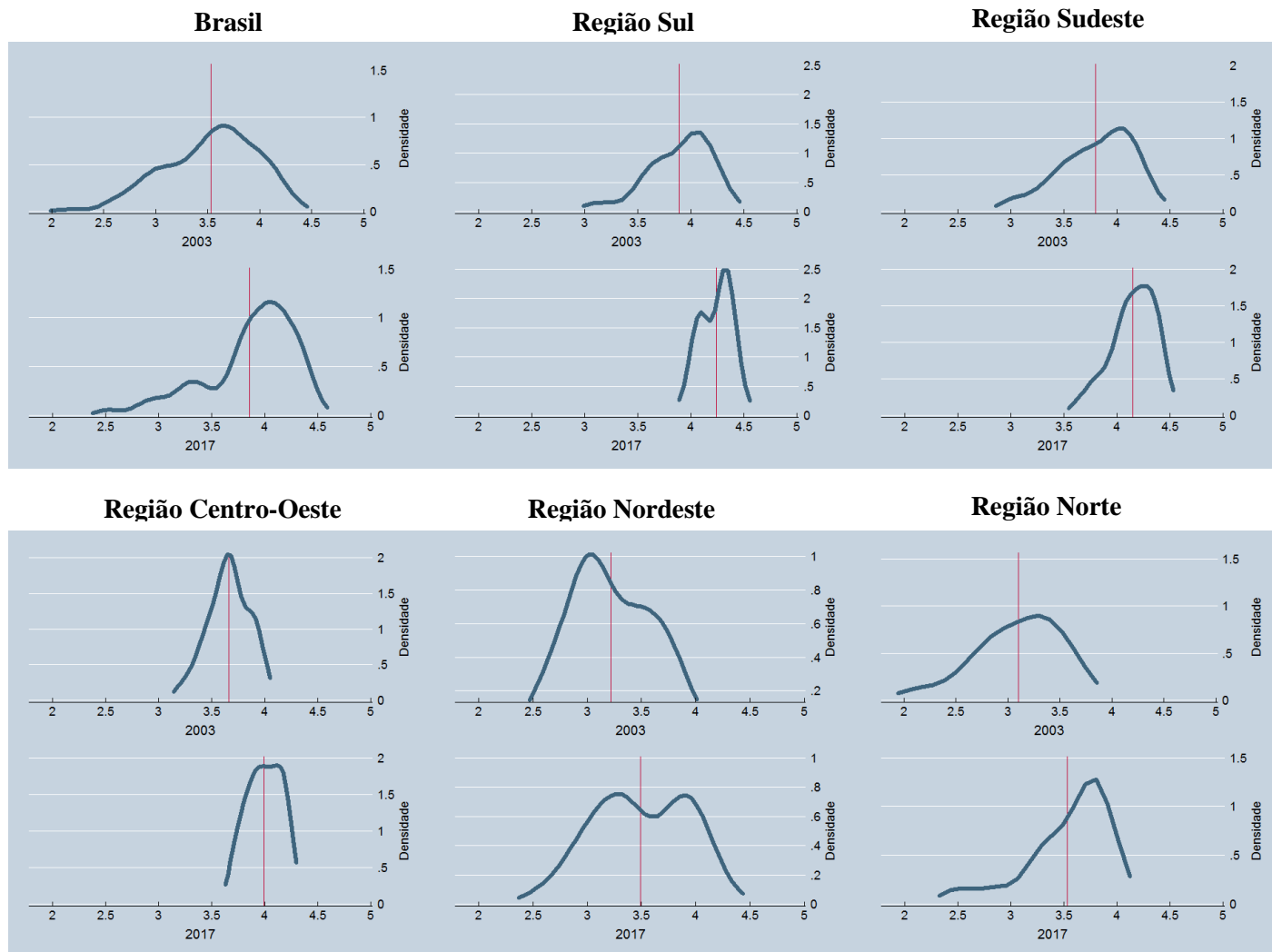


Figura 23 – Distribuição do logaritmo do preço de cada hectare de terra nua para pastagem no Brasil e em suas Grandes Regiões – 2003 e 2017.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na parte inferior da matriz de transição da Figura 24 (entre os índices de 0 e 100), a maior parte dos movimentos ocorreu à direita da diagonal principal, indicando uma tendência de valorização de terras para pastagens que possuíam, em 2003, preços abaixo da média nacional. Considerando somente as microrregiões inseridas nas duas primeiras classes, com índice de preço inferior a 50, a maior parte das mudanças ocorreu nas regiões Norte e Nordeste, bem como nos estados de Minas Gerais e do Rio de Janeiro.

2017 \ 2003	[0, 25]	(25, 50]	(50, 75]	(75, 100]	(100, 125]	(125, 150]	(150, 175]	(175, 200]	(200, 500]	Total
[0, 25]	76,0%	16,0%	8,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	25
(25, 50]	20,0%	15,0%	40,0%	10,0%	10,0%	5,0%	0,0%	0,0%	0,0%	20
(50, 75]	0,0%	6,3%	12,5%	31,3%	37,5%	6,3%	0,0%	6,3%	0,0%	16
(75, 100]	0,0%	0,0%	33,3%	28,6%	19,0%	9,5%	9,5%	0,0%	0,0%	21
(100, 125]	0,0%	0,0%	12,5%	25,0%	50,0%	12,5%	0,0%	0,0%	0,0%	8
(125, 150]	0,0%	0,0%	22,2%	0,0%	11,1%	22,2%	22,2%	11,1%	11,1%	9
(150, 175]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	20,0%	20,0%	40,0%	20,0%	0,0%	5
(175, 200]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	33,3%	33,3%	0,0%	33,3%	3
(200, 500]	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	10,0%	5,0%	10,0%	5,0%	70,0%	20

Figura 24 – Matriz de transição dos preços de terras para pastagens entre microrregiões do Brasil (média = 100).

Fonte: Elaboração própria com base em dados da FNP (2004, 2018).

No que tange às microrregiões que pertenciam, em 2003, à última classe de índice de preço, a Figura 24 permite observar que seis delas (30% do total) passaram para classes inferiores, o que indica um processo de desvalorização de suas terras para pastagens em relação à média nacional. Conforme indicado anteriormente, isso ocorreu em microrregiões localizadas no Sul e no Sudeste. Assim, as informações apresentadas até o momento constituem indícios de que houve, entre os anos de 2003 e 2017, um processo de convergência entre os preços de terras para pastagens em todo o Brasil: salvo algumas exceções, as terras para pastagens mais baratas apresentaram valorização acima da média nacional, convergindo para os preços vigentes nas demais microrregiões. Mas quais seriam os fatores subjacentes a esse processo de convergência?

As informações levantadas através dessa pesquisa indicam que, em muitos casos, os preços de terras para pastagens aumentaram em função do seu potencial de conversão para o cultivo de grãos (ou de cana-de-açúcar). Foi o que ocorreu, por exemplo, na região conhecida como “cinturão da soja”, que abrange as microrregiões de Chapadão do Sul (41) e de Rio Verde (69), nos estados de Mato Grosso do Sul e de Goiás, respectivamente. Nessas microrregiões, a renda proporcionada pela produção agrícola, aliada a fatores como investimentos em



infraestrutura e instalação de unidades de beneficiamento, acabaram intensificando o processo de conversão do uso do solo de pecuária para lavoura. Em alguns casos, houve inclusive a equiparação entre os preços do hectare de terras para lavouras e para pastagens, uma vez que os investidores têm considerado, principalmente, a declividade do solo, dando pouca atenção à sua fertilidade. No Mato Grosso do Sul, de modo semelhante, a expansão do cultivo de grãos teve reflexos sobre os preços de cada hectare de terras para pastagens nas microrregiões de Rio Brilhante (36) e de Coxim (40) (FNP, 2014).

Na região Nordeste, mais especificamente na microrregião de Balsas (114), a valorização dos preços de terras para pastagens também esteve associada à evolução favorável das cotações de soja, cuja produção avançou para áreas anteriormente ocupadas pela pecuária extensiva (FNP, 2008). Na região Norte, igualmente, a possibilidade de conversão do uso do solo teve grande influência sobre os preços de terras para pastagens, notadamente nas microrregiões de Redenção (120) e de Paragominas (121), no Pará, bem como na microrregião de Palmas (77), no estado de Tocantins (FNP, 2004, 2006).

Além dos fatores supracitados, é importante observar que o período de 2003 a 2017 foi caracterizado, não somente pelo crescimento da demanda internacional por grãos, como também pelo aumento das exportações de outras *commodities* agropecuárias e agroindustriais, entre as quais se destaca a celulose. Nesse sentido, os investimentos realizados pela indústria de papel e celulose tiveram reflexos sobre os preços de terras para pastagens, especialmente nas microrregiões de Pelotas (2), no Rio Grande do Sul, e da Zona da Mata Sergipana (87), no Sergipe. Nessas microrregiões, a demanda por áreas para o plantio de eucaliptos esteve entre os principais fatores subjacentes à valorização relativa dos preços de terras para pastagens (FNP, 2006, 2013).

Outro fator, importante na determinação dos preços de cada hectare de terras para pastagens, foi o crescimento demográfico e a conseqüente urbanização de determinadas regiões. Nas regiões Centro-Oeste e Norte, por exemplo, a urbanização esteve associada à valorização dos preços de terras para pastagens nas microrregiões de Campo Grande (37) e de Palmas (77), respectivamente (FNP, 2008, 2014). De acordo com a FNP, a urbanização também desempenhou papel relevante para o aumento de preços relativos de terras agropecuárias em quase todas as microrregiões próximas ao litoral da região Nordeste, desde a Zona da Mata Sergipana (87), passando pela Zona da Mata Alagoana (90) e pela Zona da Mata Pernambucana (96), até o Leste Potiguar (104). No caso dessa última microrregião, a valorização de suas terras para pastagens também esteve associada à instalação de parques eólicos e de linhas de transmissão de energia (FNP, 2012). Esses resultados confirmam a importância de se utilizar

as formulações teóricas da localização e da aglomeração (da Economia Regional) para explicar os diferenciais de preços de terras agrícolas entre as diferentes regiões.

Os fatores supracitados causaram alterações significativas nos preços relativos de terras para pastagens entre os anos de 2003 e 2017 (ver Figura 21). Tomando como referência o ano de 2003, por exemplo, é possível observar a existência de um *cluster*, pertencente à última categoria de índice de preços relativos (com índice de preço acima de 200), que abrangia as microrregiões de Passo Fundo (3), Caxias do Sul (4) e Florianópolis (7). Entre os anos de 2003 e 2017, contudo, houve um processo de convergência dos preços de terras para pastagens no Rio Grande do Sul, conforme salientado anteriormente. Consequentemente, aquele *cluster* inserido na última categoria de preços relativos deixou de existir, com as microrregiões de Passo Fundo (3) e de Caxias do Sul (4) passando a integrar, juntamente com as demais microrregiões do Rio Grande do Sul, um *cluster* intermediário (com índice de preço entre 100 e 125) em 2017.

De modo semelhante, a Figura 21 apresenta indícios de expansão dos anéis de Von Thünen. É o que parece ter ocorrido nas microrregiões de Pouso Alegre (42), Araxá (45) e Belo Horizonte (46), em Minas Gerais, bem como nas microrregiões de Rio Verde (69) e Iporã (71), em Goiás. Entre os anos de 2003 e 2017, as terras para pastagens das referidas microrregiões atravessaram um processo de grande valorização relativa, de maneira que os seus índices de preços se aproximaram daqueles observados para o *cluster* pertencente à última categoria (com índice de preço acima de 200), que abrange microrregiões nos estados de São Paulo e Paraná. Aparentemente, um processo semelhante ocorreu nas regiões Norte e Nordeste. A Figura 21 também permite observar que houve valorização relativa de terras para pastagens nas microrregiões de Gurupi (76), Palmas (77), Santarém (119), Redenção (120) e Paragominas (121), na região Norte, bem como na microrregião de Balsas (114), no Nordeste. Consequentemente, tais microrregiões passaram a integrar um extenso *cluster* (com índice de preço entre 50 e 75) que abrange a maior parte do Pará, o norte do Mato Grosso, a totalidade de Tocantins e parte do Maranhão.

## **2.5. Considerações finais**

O objetivo desse capítulo-artigo consistiu em analisar a evolução das diferenças entre os preços de terras agrícolas entre e dentro dos estados brasileiros, indicando os fatores que podem ter levado à convergência (ou não) desses preços, bem como diagnosticando possíveis *clusters*. Para atingir esse objetivo, foram criados índices de preços relativos de terras usando duas fontes de dados sobre os preços de terras no Brasil: os dados divulgados pela Fundação Getúlio Vargas – FGV, que cobrem o período de 1979 a 2005 (e permitem analisar diferenças

de preços de terras **entre** estados), e os dados divulgados pela consultoria Informa *Economics* – FNP, que são mais recentes, abrangendo o período de 2003 a 2017 (e que permitem analisar diferenças de preços **dentro** dos estados). Em ambos os casos, foi possível analisar a distribuição dos índices dos preços relativos de terras para lavouras e de terras para pastagens, mostrando suas similaridades (ou não) e suas inter-relações.

Os dados de preços de ambas as instituições (FGV e FNP) foram analisados através de cartografia temática, bem como por meio de funções de densidade de probabilidade e de matrizes de transição dos índices de preços. Através desses métodos, os índices de preços relativos de terras para lavouras e para pastagens (sempre considerando o preço da terra nua) foram avaliados em diferentes anos, o que permitiu a realização de considerações e inferências sobre a sua trajetória.

Avaliando os mapas com os índices de preços relativos de terras, constatou-se que o período compreendido entre os anos de 1989 a 1999 foi caracterizado por uma tendência de aparente convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços médios de terras entre os estados brasileiros. Esses anos foram caracterizados por uma tendência geral de queda na renda agropecuária, com a consequente redução dos preços de terras. Entre os fatores que prejudicaram o desempenho do setor agropecuário no período de 1989 a 1999, destaca-se uma tendência de valorização da taxa de câmbio (observada a partir de 1992), bem como os processos de desregulamentação de setores econômicos e de abertura comercial. No caso da desregulamentação, é interessante observar que os segmentos protegidos se encontravam, em geral, na região Centro-Sul, com destaque para a triticultura e a cafeicultura. Ademais, a valorização da taxa de câmbio impactou principalmente as culturas de exportação, cuja produção se concentrava, principalmente, nos estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

O período seguinte (entre os anos de 1999 e 2005), ao contrário, foi caracterizado por uma tendência de aparente divergência entre os preços de terras entre os estados, o que significa que as terras com preços mais elevados apresentaram maior valorização relativa, afastando-se dos preços que vigoravam nas regiões de terras mais baratas. Fundamentalmente, o aparente aumento da divergência dos preços de terras entre os estados brasileiros entre os anos de 1999 a 2005 pode ser explicado pelo fato de esses anos serem relativamente prósperos para o setor agropecuário, especialmente para as culturas de exportação. Fases de desvalorização do câmbio e/ou de aumento nos preços de *commodities* agrícolas, entre outros fatores, tiveram grandes impactos sobre a renda dos produtores das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Em função de sua maior integração em relação às “correntes” do mercado internacional, os produtores dessas regiões foram os maiores beneficiados durante esses anos considerados.

Com efeito, a demanda internacional por *commodities* agrícolas vinha crescendo desde o ano de 1999. No começo dos anos 2000, os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste – mais integrados ao mercado internacional – absorveram os principais benefícios, que se consubstanciaram em aumento da renda agropecuária e dos preços de terras agrícolas. Contudo, a permanência desse efeito – de crescimento na demanda internacional – engendrou novas condições, viabilizando a produção de grãos em áreas anteriormente ocupadas pela pecuária extensiva. Conseqüentemente, uma nova tendência de associação espacial entre os preços de terras pode ter surgido (o que não pode ser avaliado com os dados da FGV).

As evidências encontradas a partir dos dados de preços de terras em nível de microrregiões, entre os anos de 2003 e 2017, mostram uma nova distribuição relativa dos preços de terras no Brasil. Em linhas gerais e de forma bastante simplificada, a tendência de aumento dos preços de grãos, associada a investimentos em termos de infraestrutura (como pavimentação de rodovias, instalação de ferrovias e ampliação de terminais portuários, entre outros), ampliaram as distâncias dentro das quais a produção de soja apresenta viabilidade econômica, bem como vantagem em relação a outras atividades tradicionais, a exemplo da rizicultura, no Rio Grande do Sul, e da pecuária extensiva, realizada em grande parte das regiões Centro-Oeste, Norte e Nordeste. Nessas regiões, portanto, houve aumento da renda agropecuária e, conseqüentemente, dos preços de terras aptas ao cultivo de grãos, em perfeita consonância com a teoria de localização proposta por Von Thünen.

Conforme evidenciado através dessa pesquisa, o período de 2003 a 2017 foi caracterizado por acentuada valorização de terras em microrregiões nas quais vigorava um baixo patamar inicial de preços, notadamente nas regiões Norte e Nordeste, bem como em algumas microrregiões do Centro-Oeste e de Minas Gerais. Aparentemente, houve um processo de convergência, ou seja, de redução das diferenças entre os preços de terras de ambas as classes (com lavouras e com pastagens) nas diferentes regiões do Brasil. Contudo, ao contrário do que havia ocorrido no período de 1989 a 1999, esse processo aconteceu em um contexto geral de prosperidade do setor agropecuário e de aumento dos preços de terras. Talvez, não seja exagerada a afirmação de que o sucesso da base exportadora (em especial de grãos), em anos recentes, tenha contribuído para a urbanização e o desenvolvimento de regiões anteriormente relegadas ao atraso econômico, criando novos *clusters* de preços de terras agrícolas.

### **Referências bibliográficas**

ALVES, L.R.A.; BARROS, G.S.A.C.; IKEDA, V.Y.; OSAKI, M. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva de Soja. In: ALVES, L.R.A.; BACHA, C.J.C.

- (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos.** Campinas: Alínea, 2018. cap. 4, p. 95-131.
- BACHA, C.J.C. A determinação do preço de venda e de aluguel da terra na agricultura. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 19, número 3, p. 443-456, 1989.
- BACHA, C.J.C. **Economia e Política Agrícola no Brasil.** 1. ed. Campinas: Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C.J.C.; HARBS, R; STEGE, A.L. Preços de Terras no Brasil: diferenças entre fronteira e não fronteira agrícola. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos.** Campinas: Alínea, 2018. cap. 3, p. 65-93.
- 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. **Ensaio 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.
- BRASIL. Código Florestal (2012). Lei nº 12.651 de 2012. Dispõe sobre a proteção da vegetação nativa. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2012/lei/112651.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/112651.htm). Acesso em: 20 jul. 2018.
- CHANG, F.L.N.C. **Mudanças nos usos e preços de terras do Estado de São Paulo – período de 1995 a 2010.** 161p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- 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.
- FERRO, A.B.; CASTRO, E.R. Determinantes dos preços de terra no Brasil: uma análise de região de fronteira agrícola e áreas tradicionais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 3, p. 591-610, 2013.
- FURTADO, C. **Formação Econômica do Brasil.** 27. Ed. São Paulo: Companhia Editora Nacional: 2000. 276 p.

- GASQUES, J.G.; PAUWELS, L.; BASTOS, E.T.; GEBARA, J.J. Preços de terras no Brasil, financiamento e produtividade total dos fatores. In: 44º Encontro da Sociedade Brasileira de Economia, 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).
- 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 2003: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2002. 544 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2004: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2003. 496 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2005: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2004. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2006: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2005. 504 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2007: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2006. 515 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2008: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2007. 502 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2009: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2008. 497 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2010: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2009. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2011: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2010. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2012: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2011. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2013: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2014: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2013. 463 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2015: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2014. 472 p.

- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2016: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2015. 456 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2017: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2016. 432 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2018: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2017. 440 p.
- MELO, F.B.H. Café brasileiro: não a um novo acordo internacional. **Revista de Economia Política**, Vol. 13, n. 4, p. 37-46, Out./Dez. 1993.
- MONASTERIO, L.; CAVALCANTE, L.R. Fundamentos do pensamento econômico regional. In: CRUZ, B.O.; FURTADO, B.A.; MONASTERIO, L.; RODRIGUES JÚNIOR, W. (Org.). **Economia regional e urbana: teorias e métodos com ênfase no Brasil**. Brasília: IPEA, 2011. cap. 2, p. 43-77.
- MYRDAL, G. **Teoria econômica e regiões subdesenvolvidas**. Rio de Janeiro: Editora Saga, 1965. 240 p.
- NORTH, D. Location theory and regional economic growth. **Journal of Political Economy**, v. 63, n. 3, p. 243-58, 1955.
- OLIVEIRA, J.T.; COSTA, I.D.N. Evolução recente do preço de terra no Brasil: 1966-1974. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.15, n.3, p. 259-276, 1977.
- 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.
- PSYCHARIS, I. The new landscape of regional inequalities in the European Union in the aftermath of economic crisis: analysis and policy challenges for the programming period post-2020. In: ERSA Congress – cities, regions and digital transformations: opportunities, risks and challenges, 2019, Lyon. p. 1-52.
- RAHAL, C.S. A evolução dos preços da terra no estado de São Paulo: análise de seus determinantes. 2003. 185 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.
- 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, Vol. 24, n. 2, p. 389-408, mai./ago. 2014.
- 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. Disponível em:

<http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=000045371>. Acesso em: 24 jan. 2012.

SHIKIDA, P. F. A. Expansão canavieira no Centro-Oeste: limites e potencialidades. **Revista de Política Agrícola**, ano XXII, n. 2, p. 122–137, abr./jun. 2013.

WILLIAMSON, J. G. Regional inequality and the process of national development: a description of the Patterns. **Economic Development and Cultural Change**, v. 13, n. 4, p. 1-84, 1965.



### 3. MODELO TEÓRICO DE CONVERGÊNCIA DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA E SUA ESTIMATIVA PARA O BRASIL

#### Resumo

Neste capítulo-artigo, desenvolve-se um modelo teórico para explicar a possível ocorrência de convergência do preço da terra agrícola entre regiões (que podem ser estados ou microrregiões dentro dos estados), demonstrando-se que esse processo pode ocorrer, desde que haja livre movimento de capital, bem como de mão de obra e de acesso à tecnologia entre as regiões. Em seguida, as hipóteses de convergência  $\beta$  e  $\sigma$  são testadas econometricamente para os preços de terras de duas categorias (para lavouras e para pastagens) considerando dados agregados por estados brasileiros, entre os anos de 1979 e 2005, e os preços dessas terras nas microrregiões brasileiras no subperíodo de 2003 a 2017. No caso da análise de convergência entre os preços de terras agrícolas agregados em nível de estados, a hipótese de convergência foi testada no período completo, de 1979 a 2005, bem como em subperíodos que apresentaram diferentes tendências de dispersão dos preços de terras agrícolas: de 1979 a 1989, de 1989 a 1999, e de 1999 a 2005. Constatou-se que a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta de preços, de ambas as categorias de terras agregadas em nível de estados, não foi rejeitada no período completo (de 1979 a 2005), bem como no subperíodo de 1989 a 1999. No caso da análise de convergência- $\sigma$ , contudo, tal hipótese somente não foi rejeitada para o subperíodo de 1989 a 1999. No referido subperíodo de 1989 a 1999, o processo de convergência foi condicionado por fatores como valorização da taxa de câmbio, abertura comercial e desregulamentação de atividades amparadas pelo governo, a exemplo da cafeicultura e da triticultura. No caso da análise tomando dados em nível de microrregiões (de 2003 a 2017), de modo semelhante, a hipótese de convergência de preços de terras não foi rejeitada.

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

#### Abstract

In this article, we developed a theoretical model for the agricultural land price convergence among regions (which can be states or microregions inside states), demonstrating that this process can take place, as long as there is free capital, labor and technology flows among regions. In sequence, the convergence hypothesis is tested for two categories of agricultural land prices (for crops and pastures) in Brazilian states, from 1979 to 2005, and among Brazilian microregions in the subperiod from 2003 to 2017. At the state level aggregated data, the convergence hypothesis was tested for the full period, from 1979 to 2005, as well for subperiods with different trends of agricultural land prices dispersion: from 1979 to 1989, from 1989 to 1999, and from 1999 to 2005. In this last case, the  $\beta$ -convergence hypothesis of both categories of land, aggregated at the state level, was not rejected for the full period (from 1979 to 2005), as well for the subperiod from 1989 to 1999. In the case of the  $\sigma$ -convergence analysis, however, this hypothesis was not rejected only for the subperiod from 1989 to 1999. During this last subperiod, it was found that the convergence process was conditioned by factors such as the exchange rate appreciation, trade opening and the deregulation of government supported activities, such as coffee and wheat plantations. Regarding the microregions analysis (from 2003 to 2017), similarly, the land convergence hypothesis was not rejected.

**Keywords:** Agricultural land market; Convergence; Spatial Econometrics

### 3.1. Introdução

Neste capítulo-artigo, desenvolve-se um modelo teórico para justificar a possibilidade de ocorrência da convergência do preço da terra, testando-a para o Brasil. Inicialmente, o modelo é usado para estimar a existência ou não de convergência do preço da terra **entre** os estados brasileiros (no período de 1979 a 2005), e depois **dentro** dos estados (considerando suas microrregiões<sup>13</sup>) brasileiros no período de 2003 a 2017. A abrangência geográfica e os períodos de análise foram condicionados pela disponibilidade de dados da Fundação Getulio Vargas – FGV e da Informa *Economics* – FNP, que correspondem às fontes utilizadas para os preços de cada hectare de terra nua nos estados e nas microrregiões, respectivamente.

A convergência é um processo através do qual as diferenças, observadas entre variáveis econômicas de 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 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 (máquinas e equipamentos), apresentam um 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- $\beta$  absoluta constitui uma indicação de que as regiões “pobres” terão um crescimento relativamente mais rápido, convergindo para os patamares observados nas regiões ditas “ricas”.<sup>14</sup> Por fim, a convergência- $\sigma$  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- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

---

<sup>13</sup> Neste artigo, as microrregiões são definidas de acordo com os critérios da Informa *Economics* – FNP, não seguindo a divisão estipulada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

<sup>14</sup> A convergência- $\beta$  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.

A despeito da vasta literatura existente sobre a convergência da renda *per capita* entre países e regiões (através das estimativas de convergência- $\beta$  e de convergência- $\sigma$ )<sup>15</sup>, poucos estudos avaliam a extensão desse processo a outras variáveis econômicas, a exemplo dos preços dos fatores produtivos. No Brasil, 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 Paraná, no período de 1999 a 2011. Restam, no entanto, dúvidas quanto à existência dessa convergência 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 longos, considerando os possíveis efeitos de ciclos econômicos e dos planos de estabilização econômica, bem como dos processos de desregulamentação de atividades econômicas e de abertura da economia. É possível que esses eventos, vivenciados pela economia brasileira, por exemplo, ao longo das três últimas décadas, tenham gerado distintos impactos sobre a evolução dos preços de terras no território brasileiro. Por fim, 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 capítulo-artigo oferece uma contribuição ao entendimento do tema.

Considerando o acima exposto, o objetivo geral deste capítulo-artigo consiste em avaliar a evolução dos preços de terras no Brasil, no período de 1979 a 2017, testando econometricamente a hipótese de convergência desta variável **entre e dentro** dos estados (este último avaliado em microrregiões). Para tanto, foram utilizados os preços de cada hectare de terra nua fornecidos pela Fundação Getulio Vargas – FGV em nível de estados; e os preços fornecidos pela Informa Economics – FNP, em nível de microrregiões dentro dos estados.

Especificamente, pretende-se:

- 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);

---

<sup>15</sup> 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.

- ii) A partir dos dados divulgados pela FGV e pela FNP, testar econometricamente a existência de convergência ( $\beta$  absoluta e convergência- $\sigma$ ) entre os preços de terras no Brasil;
- iii) Identificar, entre variáveis macroeconômicas e políticas adotadas pelo governo brasileiro, possíveis explicações para o comportamento dos preços de terras no período de 1979 a 2017.

No caso da FGV, as séries de preços de terras cobrem o período de 1979 a 2005, sendo que a análise de convergência foi realizada não somente para esse período completo, como também para os subperíodos de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. Como já mostrado no capítulo 2, esses intervalos de tempo possuem diferentes tendências de dispersão dos preços de terras, justificando a divisão temporal proposta neste capítulo-artigo, bem como a realização de análises específicas para cada subperíodo supracitado. Além disso, é importante observar que a FGV divulga o preço médio da terra segundo a unidade da federação e o tipo de terra (para lavouras, pastagens, matas e campos). Neste capítulo-artigo, apenas se consideram preços de terras para lavouras e para pastagens.

Quanto à Informa *Economics* – FNP, as séries de preços de terras são mais recentes, cobrindo o período de 2002 a 2017<sup>16</sup>. Ao mesmo tempo, os dados são divulgados em nível de microrregião, permitindo uma análise desta variável dentro dos estados. Salienta-se, contudo, que essas microrregiões são definidas de acordo com os critérios da FNP, não havendo uma correspondência com o nível de agregação adotado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. A partir dos dados da FNP, testou-se a hipótese de convergência do preço da terra entre microrregiões e segundo o tipo de terra (lavouras e pastagens).

Para atingir os objetivos geral e específico acima colocados, este capítulo-artigo divide-se em mais quatro seções. Na seção 3.2, há uma revisão bibliográfica abrangendo os principais trabalhos sobre análise de convergência. A seção 3.3 contém uma exposição acerca do modelo de Solow (1956), 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  $\beta$  e  $\sigma$  para essa variável. A seção 3.4 foi reservada à

---

<sup>16</sup> Em função da adoção de uma variável com defasagem temporal no capítulo-artigo 4, e para garantir que os resultados dos capítulos-artigos desta tese sejam complementares entre si, a análise de convergência **dentro** dos estados (por meio de suas microrregiões) se restringiu ao período de 2003 a 2017.

apresentação e análise dos resultados das estimativas econométricas dessas equações de convergência do preço da terra, de acordo com as categorias de terras consideradas por cada uma das fontes usadas no artigo (terras para lavoura ou para pastagem). Por fim, a seção 3.5 apresenta as principais conclusões do capítulo-artigo.

### 3.2. 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  $\beta$  (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 por um grande 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 um impacto positivo para os estados produtores dessa *commodity*, onde 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.

No mesmo estudo, Barro e Sala-i-Martin (1995) estimaram um segundo modelo no qual, além das variáveis convencionais, quais sejam, o termo constante e o logaritmo da renda *per capita* referente ao período inicial, foram introduzidas quatro variáveis binárias (*dummies*) regionais, correspondendo às principais regiões censitárias dos Estados Unidos da América. Segundo os autores, esse procedimento foi adotado com o objetivo de captar efeitos comuns a todos os estados de determinada região. Não obstante, o segundo modelo proporcionou estimativas semelhantes às do modelo tradicional, sendo que os coeficientes de convergência dos subperíodos supracitados (de 1920 a 1930 e de 1980 a 1990) permaneceram não estatisticamente significativos. Finalmente, para controlar os efeitos de choques agregados, a

exemplo de mudanças nos preços relativos de *commodities* agrícolas ou do petróleo, os autores utilizaram um terceiro modelo que contava, não somente com *dummies* regionais, como também com variáveis estruturais. As variáveis estruturais eram constituídas pela renda média por trabalhador de determinado setor, sendo ponderadas pela contribuição (ou participação) deste setor na geração de renda *per capita* estadual. Foram introduzidos nove setores: agricultura, mineração, construção civil, indústria, comércio, financeiro e imobiliário, transporte, demais serviços e governo. No caso desse terceiro modelo, os coeficientes de convergência ( $\beta$ ) foram estatisticamente significativos em todos os subperíodos, sendo que a velocidade de convergência foi estimada em 2% ao ano.

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 no mundo. Entre os principais trabalhos, destacam-se os de Persson (1997), Lusigi e Thirtle (1998), Gutierrez (2000), Surariyanto 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 os principais 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 foi rejeitada. Tal hipótese, no entanto, foi confirmada para o período completo, bem como para o segundo subperíodo (1980 a 1995), que foi pautado pela ocorrência de recessões e baixo crescimento econômico. Analogamente, a análise de convergência- $\sigma$  revelou uma tendência de divergência (aumento da dispersão) no início da década de 1970, sendo que a convergência- $\sigma$  foi observada somente a partir da década de 1980.

Além de revelar a importância da interdependência espacial, os resultados 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, um 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 uma grande 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 um 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 um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários – MQO e o coeficiente  $\beta$  estimado foi estatisticamente significativo, levando à não-rejeição da hipótese de convergência absoluta. Adicionalmente, os autores não rejeitaram a hipótese de dependência espacial, o que justificou a introdução de um modelo de *lag* espacial, considerado pelos autores como o mais indicado para as estimativas de convergência. Quando comparado ao MQO, o modelo de *lag* espacial distingue-se pela introdução de uma nova variável explicativa, dada pelo produto entre a matriz de pesos espaciais e o logaritmo do preço da terra no período base (ano de 1999 no caso do trabalho em

apreço). 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  $\beta$  passou de -0,314 para -0,159, 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- $\sigma$  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 um referencial teórico para fundamentar a ocorrência de convergência do preço da terra. Este referencial teórico é desenvolvido na próxima seção.

### 3.3. Referenciais analítico e metodológico

#### 3.3.1. O modelo de convergência

A hipótese de convergência da renda *per capita* entre países e regiões, analisada na maior parte dos trabalhos discutidos na seção 3.2, é uma consequência natural do modelo de crescimento econômico de Solow (1957). Na função de produção desse modelo, Solow (1957) considera não somente os fatores de produção usuais, quais sejam capital ( $K$ ) e mão de obra ( $L$ ), como também uma variável que denota o progresso tecnológico ( $A$ ). Essa última variável, de difícil mensuração, representa os conhecimentos que levam à criação de novas tecnologias ou técnicas de produção, tornando a mão de obra mais eficiente. Nesta seção, será utilizada uma versão modificada da função de produção original de Solow (1957), apresentada por Romer (2006). Ela é:

$$Y = F(K, L \times A) \quad (1)$$

Na função de produção (1), nota-se claramente que o conhecimento ( $A$ ) atua no sentido de “ampliar” a capacidade laboral da mão de obra disponível. Por esse motivo, o termo  $L \times A$  corresponde à mão de obra efetiva. Na sequência, são introduzidas as variáveis  $k = K/(L \times A)$  e  $y = Y/(L \times A)$ , que representam o estoque de capital por trabalhador efetivo e o produto por trabalhador efetivo, respectivamente. Assim, a função de produção por trabalhador efetivo equivale a:

$$\frac{Y}{L \times A} = F\left(\frac{K}{L \times A}, 1\right) \quad (2)$$

Alternativamente, a função de produção por trabalhador efetivo (2) pode ser representada por:



$$y = f(k) \quad (3)$$

Entre as principais características dessa última função, destaca-se o fato de que a mesma possui produtividade marginal decrescente em  $k$ , o que significa que, para cada unidade adicional de capital por trabalhador efetivo ( $k$ ), o acréscimo de produto por trabalhador efetivo ( $y$ ) será cada vez menor. Na sequência, a função de produção por trabalhador efetivo ( $y$ ) pode ser utilizada em uma expressão visando a determinação da variação do capital por trabalhador efetivo ( $\Delta k$ ):

$$\Delta k = sf(k) - (\delta + n + g)k \quad (4)$$

Na expressão (4), a variável  $s$  equivale à taxa de poupança por trabalhador efetivo,  $\delta$  é a taxa de depreciação,  $n$  é a taxa de crescimento da população e  $g$  corresponde à taxa de progresso tecnológico. É interessante observar que o produto entre a taxa da poupança e a função de produção ( $sf(k)$ ) determina o nível de investimento, atuando no sentido de elevar o estoque de capital por trabalhador efetivo ( $k$ ). Para que haja aumento do capital por trabalhador efetivo (ou seja,  $\Delta k > 0$ ), é necessário que o investimento por trabalhador efetivo supere as taxas de depreciação ( $\delta$ ) e de crescimento do número de trabalhadores efetivos ( $n + g$ ), conforme demonstrado na expressão (4).

De acordo com Romer (2006), o estoque de capital por trabalhador efetivo ( $k$ ) aumentará até que o investimento total ( $sf(k)$ ) se iguale ao investimento de manutenção do capital, dado por  $(\delta + n + g)k$ . Nesse ponto, quando  $k = k^*$ , a economia terá atingido o seu equilíbrio de longo prazo, não havendo nenhuma razão para o aumento ou redução do estoque de capital por trabalhador efetivo. Essa situação é ilustrada através da Figura 1.

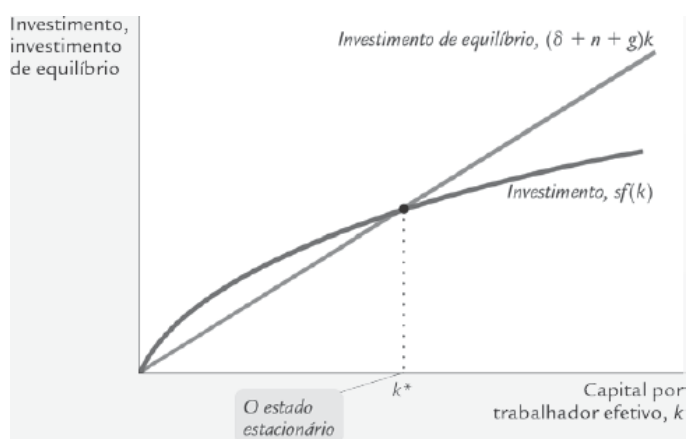


Figura 1 – Relação entre investimento por trabalhador efetivo e estoque de capital por trabalhador efetivo

Fonte: Mankiw (2000).

Se o capital por trabalhador efetivo ( $k$ ) for maior que  $k^*$ , o investimento necessário à manutenção do capital – em virtude de fatores como depreciação e crescimento da mão de obra efetiva – será superior ao investimento total, fazendo com que  $k$  retorne ao seu equilíbrio de longo prazo. Por esse motivo, diz-se que a economia chegou ao seu **estado estacionário**. Como  $y = f(k)$ , o produto por trabalhador efetivo também deverá caminhar para o seu nível de estado estacionário.

No estado estacionário, tanto o capital por trabalhador efetivo ( $k$ ) quanto o produto por trabalhador efetivo ( $y$ ) são constantes. No entanto, Romer (2006) demonstra que o produto por trabalhador ( $Y/L$ ) cresce a uma taxa  $g$ , que corresponde à taxa de crescimento do progresso tecnológico, enquanto o produto total ( $Y$ ) cresce a uma taxa  $(n + g)$ . Esse resultado evidencia a importância do progresso tecnológico; para as economias que se aproximam do estado estacionário, o crescimento do produto *per capita* dependeria, fundamentalmente, dessa variável.

Conforme destacado anteriormente, 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 os 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 geral, 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 uma vasta literatura sobre o processo de convergência (absoluta ou condicional). Conforme destacado na seção 3.2, a maior parte dos trabalhos se concentra na análise da hipótese de convergência da renda *per capita*. Contudo, existem outras variáveis de interesse que, por hipótese, devem apresentar um 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), entre outras variáveis de interesse.

Apesar de não considerar o fator terra, o modelo de Solow (1957) oferece indícios de que o seu produto marginal (ou rendimento) também caminha para o estado estacionário. Como o rendimento da terra constitui um dos principais determinantes do seu preço, o processo de convergência do preço da terra entre regiões de um mesmo país é inevitável, constituindo uma consequência lógica do modelo neoclássico de crescimento econômico. Essa conclusão pode ser demonstrada através de um modelo, apresentado por Romer (2006), que incorpora o fator terra à função de produção<sup>17</sup>. Tem-se a seguinte função de produção (com três fatores de produção):

$$Y_{(t)} = K_{(t)}^{\alpha} T_{(t)}^{\gamma} [A_{(t)} L_{(t)}]^{1-\alpha-\gamma}, \quad (5)$$

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

Na expressão (5), 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  $\Delta A_{(t)} = gA_{(t)}$ . A nova hipótese diz respeito ao fator terra ( $T$ ), que possui dotação fixa e não pode ser reproduzido, de maneira que:

$$\Delta T_{(t)} = 0 \quad (6)$$

A partir desses parâmetros, Romer (2006) demonstra que uma economia com tais características, cuja função de produção é determinada pela expressão (5), caminha para o seu estado estacionário. Para tanto, a estratégia adotada pelo autor consiste em verificar se tal economia possui um **caminho de crescimento equilibrado**<sup>18</sup>, inferindo sobre as taxas de crescimento das variáveis econômicas ao longo desse caminho. Conforme visto anteriormente,

<sup>17</sup> Na versão original apresentada por Romer (2006), a função de produção também contém uma variável específica para a dotação de outros recursos naturais exauríveis ( $R$ ).

<sup>18</sup> 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).

a terra constitui um fator de produção com dotação fixa, de maneira que a sua taxa de crescimento equivale a zero. O capital ( $K$ ), a mão de obra ( $L$ ) e o conhecimento ( $A$ ), por outro lado, crescem a taxas constantes. Assim, de acordo com Romer (2006), a condição necessária para o caminho de crescimento equilibrado é 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:

$$\frac{\Delta K_{(t)}}{K_{(t)}} = s \frac{Y_{(t)}}{K_{(t)}} - \delta \quad (7)$$

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 (5):

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

Diferenciando ambos os lados da expressão (8) em relação ao tempo, obtêm-se:

$$g_Y = \alpha g_K + \gamma g_T + (1 - \alpha - \gamma)[g_A + g_L] \quad (9)$$

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 0,  $g$  e  $n$ , respectivamente. Assim, a expressão (9) pode ser simplificada para:

$$g_Y = \alpha g_K + (1 - \alpha - \gamma)(n + g) \quad (10)$$

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  $g_Y$ , obtêm-se a seguinte expressão:

$$g_Y^{cce} = \frac{(1 - \alpha - \gamma)(n + g)}{1 - \alpha} \quad (11)$$

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 (10) 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 ( $K$ ). Conseqüentemente, a relação entre o produto e o capital ( $Y/K$ ) sofrerá um decréscimo, levando à redução da taxa de crescimento do capital ( $g_K$ ), conforme indicado na expressão (7). Com esse raciocínio, Romer (2006) demonstra que a economia converge para o seu caminho de crescimento equilibrado e, ao alcançá-lo, nele permanecerá.

No que tange aos resultados desse último modelo, é interessante observar que a economia, ao atingir o estado estacionário, terá uma taxa de crescimento do produto ( $g_Y$ ) constante e inferior àquela observada no modelo de Solow (1957)<sup>19</sup>. Isso ocorre pelo fato de que a terra é um recurso com dotação fixa, constituindo uma restrição ao crescimento econômico. 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 um estímulo à transferência de capital das regiões ricas para as pobres. Conseqüentemente, o estoque de capital dessas últimas regiões crescerá mais rapidamente, induzindo à convergência de renda *per capita* entre as regiões. Mas o que acontecerá com o rendimento da terra, dado pelo produto marginal desse fator? 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 (12) a (20), que não constam em Romer (2006) e constituem uma contribuição original deste capítulo-artigo.

A expressão (12) – que é a derivada da expressão (5) 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. Conseqüentemente, as regiões menos favorecidas apresentarão uma tendência de maior crescimento do rendimento da terra.

$$PMgT = \gamma K_{(t)}^\alpha T_{(t)}^{\gamma-1} [A_{(t)} L_{(t)}]^{1-\alpha-\gamma} \quad (12)$$

Naturalmente, a transferência de mão de obra efetiva ( $A_t L_t$ ) também pode desempenhar um papel relevante, acelerando o processo de convergência do rendimento da terra entre regiões de um mesmo país. Conforme salientado anteriormente, o rendimento da

---

<sup>19</sup> No modelo de Solow (1956), 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 ( $n + g$ ). E  $g_Y^{ce}$  da equação (11) é menor do que ( $n + g$ ), pois  $\left[ \frac{(1-\alpha-\gamma)}{(1-\alpha)} \right] < 1$ , pois  $\gamma > 0$ .

terra constitui um dos principais determinantes para o seu preço, de maneira que a expressão (12) pode ser utilizada em uma fórmula geral para o preço real da terra:

$$p_{(t)} = \frac{PMgT_{(t)}}{r_{(t)}} [1 + \tau_t] \quad (13)$$

Sendo que:

$$\frac{\partial \tau}{\partial K} > 0 \quad (14)$$

Na expressão (13),  $r$  corresponde à taxa de juros real, sendo utilizada para calcular o valor presente do rendimento da terra;  $\tau$ , 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 constitui um importante avanço teórico, explicando a razão pela qual, em muitas regiões, o preço da terra supera o valor presente de seus rendimentos. Conforme indicado na expressão (14), espera-se que a variação do estoque de capital ( $\Delta K$ ) tenha um impacto positivo sobre a expectativa de evolução do preço da terra. Fazendo  $\theta_t = 1 + \tau_t$ , e considerando que  $PMgT_t = \gamma \frac{Y_{(t)}}{T_{(t)}}$ , a expressão referente ao preço real da terra pode ser reescrita:

$$p_{(t)} = \gamma \frac{Y_{(t)}}{T_{(t)}r_{(t)}} \theta_t \quad (15)$$

Tomando o logaritmo natural de ambos os lados, tem-se que:

$$\ln p_{(t)} = \ln \gamma + \ln Y_{(t)} - \ln T_{(t)} - \ln r_{(t)} + \ln \theta_{(t)} \quad (16)$$

Diferenciando a equação (16) em relação ao tempo, obtêm-se a relação entre as taxas de crescimento das variáveis, ou seja:

$$g_p = g_\gamma + g_Y - g_T - g_r + g_\theta \quad (17)$$

Sendo que:

$g_p$  = taxa de crescimento do preço da terra;

$g_\gamma$  = taxa de crescimento do parâmetro  $\gamma$ ;

$g_Y$  = taxa de crescimento do produto;

$g_T$  = taxa de crescimento do fator terra;

$g_r$  = taxa de crescimento da taxa de juros real;

$g_\theta$  = taxa de crescimento do parâmetro  $\theta$ .

Como o fator produtivo terra ( $T_{(t)}$ ) e o coeficiente  $\gamma$  são constantes, a expressão (17) pode ser reescrita como sendo:

$$g_p = g_Y - g_r + g_\theta \quad (18)$$

Por fim, é possível substituir a expressão (10), referente à taxa de crescimento do produto, na expressão (18) para obter a taxa de crescimento do preço real da terra, tal que:

$$g_p = \alpha g_K + (1 - \alpha - \gamma)(n + g) - g_r + g_\theta \quad (19)$$

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 ( $\theta_t$ ) 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 ( $g$ ). A análise conduzida neste parágrafo é mais plausível de ocorrer em regiões de um país, com a mesma estrutura político-institucional, como o Brasil.

Assim, a análise pormenorizada da expressão (19) 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) e subsequente valorização do preço da terra, representado pela expressão (19). 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 conseqüente 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 recursos 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, onde a disponibilidade de capital era relativamente baixa, estes produtores lograram grandes retornos.

Na exposição realizada até o momento, demonstrou-se não somente a possibilidade teórica da existência de convergência no preço da terra entre 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 (18), 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 (11). Substituindo (11) em (18), obtém-se a seguinte expressão:

$$g_p^{cce} = \frac{(1-\alpha-\gamma)(n+g)}{1-\alpha} - g_r + g_\theta \quad (20)$$

Sendo que  $g_p^{cce}$  corresponde à taxa de crescimento do preço da terra no caminho de crescimento equilibrado. Como  $\theta$  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 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 uma taxa  $g_p^{cce}$ . Sob a hipótese de uma taxa de juros real ( $r$ ) constante, a expressão (18) 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 (7) e (10) permitem verificar que haverá uma 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 expressão<sup>20</sup>:

$$g_p = g_p^{cce} + \Phi(\log p - \log p^*) \quad (21)$$

Na expressão (21), o parâmetro  $p$  corresponde ao preço da terra em determinado momento, enquanto  $p^*$  constitui o preço da terra em nível de estado estacionário. Assim,  $(\log p - \log p^*)$  mede a distância, em termos de preço real da terra, que separa uma região de seu estado estacionário. Além disso, o parâmetro  $\Phi$  é negativo e corresponde à velocidade de convergência para o nível de estado estacionário. Assim:

- i) Se  $(\log p - \log p^*) = 0$ , a região já se encontra em seu estado estacionário e, portanto, o preço real da terra crescerá à taxa  $g_p^{cce}$ .
- ii) Se  $(\log p - \log p^*) > 0$ , o preço real da 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 da 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 (21) 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:

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

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

---

<sup>20</sup> A partir da expressão (21), são utilizadas as fórmulas apresentadas por Valdéz (1999).

$$\log p_{(t+1)} = g_p^{cce} - \Phi \log p_{(t)}^* + (1 + \Phi) \log p_{(t)} \quad (22)$$

A expressão (22) é uma equação de diferenças de 1ª ordem no  $\log p_{(t)}$ . Através de uma série de deduções matemáticas, demonstradas por Valdéz (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:

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

$$\log \frac{p_{(T)}}{p_{(0)}} = g_p^{cce} T + (1 - e^{\Phi T}) \log p_{(0)}^* + (e^{\Phi T} - 1) \log p_{(0)} \quad (23)$$

Dividindo a equação (23) em ambos os lados pelo tempo (T), obtém-se uma expressão para a taxa média anual de crescimento do preço da terra, dada por:

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

Após a incorporação de um termo de erro aleatório ( $\varepsilon_{0,T}$ ), a expressão (24) pode ser simplificada para:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{p_T}{p_0} \right) = \alpha + \beta \log p_{(0)} + \varepsilon_{0,t} \quad (25)$$

Sendo que:

$$\alpha = g_p^{cce} + \frac{(1 - e^{\Phi T})}{T} \log p_{(0)}^* \quad (26)$$

$$\beta = \frac{(e^{\Phi T} - 1)}{T} \quad (27)$$

A expressão (25), 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 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  $\beta$ , é possível calcular o valor de  $\Phi$ , que indica a velocidade com a qual determinada variável (nesse caso, o preço 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 da terra no momento inicial ( $P_t$ ) e o seu valor máximo ( $P_*$ ) sofrerá, a cada ano, uma redução de 5% (VALDÉZ, 1999).

Conforme visto anteriormente, a convergência- $\beta$  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- $\beta$  condicional**. Para testar a hipótese de convergência- $\beta$  condicional, a expressão (25) pode ser ampliada de modo a incorporar outras variáveis explicativas ( $X_i$ ), obtendo-se:

$$\frac{1}{T} \log \left( \frac{p_T}{p_0} \right) = \alpha + \beta_1 \log p_{(0)} + X_i \beta_{1+j} + \varepsilon_{0,t} \quad (28)$$

Por fim, a **convergência- $\sigma$**  indica uma tendência de redução na variabilidade de determinada variável. No caso deste capítulo-artigo, o procedimento para inferir sobre a existência (ou não) de convergência- $\sigma$  consiste em calcular o desvio padrão do logaritmo do preço da terra, através de estados e de microrregiões, acompanhando a sua evolução ao longo do tempo. Entretanto, é importante observar que a simples análise do gráfico de dispersão, apesar de recomendável, como feito no capítulo 2, 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- $\sigma$ , através da estimativa da seguinte equação:

$$Var(\log p_t) = \Psi_1 + \Psi_2 t + \varepsilon_t \quad (29)$$

Em que  $Var(\log p_t)$  corresponde à variância do preço da terra,  $\Psi_1$  é a constante,  $\Psi_2$  constitui o parâmetro de convergência- $\sigma$  e  $t$  é o tempo. Se o parâmetro  $\Psi_2$  é negativo ( $\Psi_2 < 0$ ) e estatisticamente significativo, não se pode rejeitar a hipótese de que variância do logaritmo do preço da terra, entre estados e microrregiões considerados, está caindo com o passar do tempo. Tem-se, portanto, uma evidência estatística da ocorrência da convergência- $\sigma$ . Por fim, deve-se destacar que há uma relação entre os conceitos de convergência- $\beta$  absoluta e de

convergência- $\sigma$ . Conforme demonstrado por Barro e Sala-i-Martin (1995), a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

### 3.3.2. 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 específicos para essa finalidade. Caso contrário, corre-se o risco de que o parâmetro  $\beta$  da equação (25), ou o  $\beta_1$  de convergência, da equação (28), 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 (25) ou pela equação (28) – 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.

A primeira etapa da análise, necessária para a realização do teste de dependência espacial entre as variáveis (em especial, o preço 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 um baixo grau de interação através do espaço. Formalmente, o peso  $w_{ij}$  é determinado através da seguinte expressão:

$$w_{ij} = d_{ij}^{-b} \quad (30)$$

Em que  $d_{ij}$  corresponde à distância entre as regiões  $i$  e  $j$ , e  $b$  é um parâmetro de amortecimento. Pela expressão (30), 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 (30). Nesse capítulo-artigo, considerou-se que  $b = 1$ . No que tange às distâncias entre as regiões ( $d_{ij}$ ), é importante salientar que as mesmas foram obtidas a partir das coordenadas de latitude ( $\theta$ ) e de longitude ( $\kappa$ ), referentes aos pontos

centroides de estados e de microrregiões. Além disso, as distâncias foram calculadas levando-se em conta a curvatura da terra, através da seguinte expressão:

$$d_{ij} = R \cos^{-1}[\sin \theta_1 \sin \theta_2 + \cos \theta_1 \cos \theta_2 \cos(\kappa_1 - \kappa_2)] \quad (31)$$

Em que  $R$  corresponde ao raio da terra em torno do equador (6.378 Km),  $\sin$  equivale ao seno,  $\cos$  corresponde ao cosseno,  $\theta_1$  é a latitude da região 1,  $\theta_2$  é a latitude da região 2,  $\kappa_1$  é a longitude da região 1 e  $\kappa_2$  é a longitude da região 2.

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 30) 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:

$$I = \frac{n}{S_0} \left( \frac{e'W e}{e'e} \right) \quad (32)$$

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. 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 (33) e (34) constituem um modelo geral, que incorpora todas as formas de dependência espacial:

$$y_i = \rho W y_i + X_i \beta + W X_i \tau + \xi_i \quad (33)$$

$$\xi_i = \lambda W \zeta_i + \varepsilon_i \quad (34)$$

A partir das expressões (33) e (34), 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).

Entre os procedimentos disponíveis para a escolha do modelo espacial, o mais indicado consiste em estimar todos os modelos apresentados na Tabela 1, selecionando aquele que estiver associado ao menor Critério de Informação de Akaike (AIC).

### 3.3.3. Fontes de dados

Neste capítulo-artigo, a análise de convergência foi realizada com base nos dados divulgados pela Fundação Getúlio Vargas – FGV e pela Informa Economics – FNP, cuja metodologia e características foram analisadas na introdução da tese (capítulo 1). A partir dos dados divulgados pela FGV, testou-se a hipótese de convergência ( $\beta$  absoluta e convergência- $\sigma$ ) dos preços de cada hectare de terra nua entre estados brasileiros no período de 1979 a 2005. A análise foi realizada para dois tipos (ou categorias) de terras: para lavouras e para pastagens. É importante observar que a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta foi testada, não somente para o período completo (de 1979 a 2005), como também para subperíodos específicos, os quais foram selecionados por apresentarem diferentes tendências de dispersão dos logaritmos de preços. Como ressaltado no capítulo 2, esses subperíodos são os de 1979 a 1989, de 1989 a 1999, e de 1999 a 2005.

Conforme indicado no capítulo 1, as séries de preços de terras da FGV possuem descontinuidades temporais, além de estados que não são pesquisados. Assim, a escolha das unidades *cross section* (ou estados) considerados nas análises de convergência, tanto no período completo como nos subperíodos supracitados, 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.

(continua)

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



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

(conclusão)

Estado	1979 a 2005	1979 a 1989	1989 a 1999	1999 a 2005
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.

No caso da FNP, testou-se a hipótese de convergência ( $\beta$  absoluta e convergência- $\sigma$ ) do preço de cada hectare de terras entre as microrregiões do Brasil no período de 2003 a 2017. Assim como no caso da FGV, a análise foi realizada para dois tipos de terras: para lavouras e para pastagens. Conforme destacado na introdução da tese (capítulo 1), as análises de convergência (absoluta e convergência- $\sigma$ ) dos preços de terras para lavouras foram realizadas com base em dados de 125 microrregiões. As análises de convergência (absoluta e convergência- $\sigma$ ) dos preços de terras para pastagens, por outro lado, foram realizadas com base nas informações de 127 das 133 microrregiões pesquisadas pela FNP. Para ambas as fontes de dados (FGV e FNP), 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.

### 3.4. Resultados Econométricos

A análise das convergências  $\beta$  e  $\sigma$  é feita considerando os preços de cada hectare de terras em nível de estados (item 3.4.1) e em nível de microrregiões (item 3.4.2). Em ambos os casos se consideram, em separado, os preços de cada hectare de terra nua para lavouras e para pastagens, pois, como mostrado no capítulo-artigo 2, esses preços não apresentam os mesmos comportamentos e relações espaciais. Por serem dados com agregação e periodicidade temporal distintas, nos itens 3.4.1 e 3.4.2 há estimativas distintas do  $I$  de Moran (tal como definido na expressão (32)), levando à escolha de distintas matrizes de pesos espaciais e, conseqüentemente, de modelos econométricos espaciais diferentes. Não obstante, as

estimativas evidenciam a ocorrência (ou não) de convergência, complementando a análise gráfica temática feita no capítulo-artigo 2. Por fim, cumpre observar que todas as estimativas foram feitas com o uso do software econométrico Stata (versão 15).

### 3.4.1. Análise econométrica da convergência dos preços de terras entre estados

#### 3.4.1.1. Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial

Conforme visto no capítulo 2, 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 o 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>21</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, para todas as matrizes de pesos espaciais, o subperíodo de 1989 a 1999 e o período completo apresentaram, de modo geral, 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 a escolha da matriz de pesos espaciais – preços de terras para lavouras

Matriz de pesos espaciais	(continua)			
	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

<sup>21</sup> 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.

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

Matriz de pesos espaciais	(conclusão)			
	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
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.

Após testar a hipótese de dependência espacial, verificando qual é a matriz que “captura” o maior efeito de autocorrelação espacial nos resíduos, deve-se proceder com a escolha de um modelo adequado, que seja representativo do fenômeno em estudo. Segundo Almeida (2012), o procedimento mais indicado para a escolha do modelo espacial consiste em estimar todos os modelos (apresentados na Tabela 1), selecionando aquele que estiver associado ao menor Critério de Informação de Akaike (AIC).

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. 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 a 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	<b>-95,1880</b>
SDM	<b>-112,1003</b>	-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. Nesses casos, a aplicação do modelo de MQO deve proporcionar estimadores consistentes, dispensando-se o uso de modelos espaciais. O mesmo não se pode afirmar 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 possui melhor performance (ou menor p-valor), 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 referentes ao período completo (de 1979 a 2005) e ao último subperíodo, entre os anos de 1999 e 2005.

Tabela 5 – Teste I de Moran visando a 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	<b>0,2598</b>	<b>0,0277</b>	-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	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
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	<b>0,3311</b>	<b>0,0056</b>
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.

Uma vez que as matrizes de ponderação foram selecionadas, resta verificar qual será o modelo mais adequado para o controle da autocorrelação espacial nos resíduos. 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). Conforme indicado, estes foram os únicos intervalos de tempo caracterizados pela autocorrelação espacial nos resíduos dos modelos de MQO. A partir dos resultados apresentados na Tabela 6, 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 possui a menor estatística de AIC, sendo o mais indicado para a estimativa de convergência  $\beta$  do preço do hectare de terras para pastagens.

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

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

### 3.4.1.2. Convergência- $\beta$ absoluta

Na Tabela 7, são apresentadas as estimativas de convergência  $\beta$  absoluta para o período completo, entre os anos de 1979 e 2005, bem como para os intervalos de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005 para o preço de cada hectare de terra entre os estados brasileiros. A partir do parâmetro  $\beta$ , estimado através da expressão (25), foi possível calcular a velocidade de convergência (ou divergência) ( $\Phi$ ) em cada período e segundo o tipo de terra.

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

Coeficiente	(continua)					
	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	2,6720	40,0652***	0,3145	1,9420	0,5113
White	2,9111	2,9392	1,1979	3,6938	5,7984*	0,7510
Log Likelihood	55,7093	61,0501	43,8442	48,5719	52,5940	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

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

Coeficiente	(conclusão)					
	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**	-	-	-	-
$\lambda$	-	-	-	-	-	-
$\Phi$	0,0030	-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	2,9810	8,5303**	0,8120	0,8992	4,5680
White	1,9675	0,9064**	0,3120	1,1235	1,7911	0,3841
Log Likelihood	60,9437	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.

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. 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. No caso 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. Quanto às 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.

Analisando o primeiro subperíodo, entre os anos de 1979 e 1989, constata-se que a hipótese de convergência absoluta é rejeitada para os preços das duas categorias de terra. Esses resultados estão de acordo com a descrição do subperíodo feita no capítulo anterior, que foi caracterizado por tendências antagônicas: de um lado, a política cambial era mais favorável às

culturas de exportação, o que poderia levar a uma maior valorização das terras na região Centro-Sul, acentuando a divergência regional de seus preços; de outro lado, a ênfase na Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) beneficiava, sobretudo, os produtores rurais das regiões de fronteira, o que atuava no sentido de elevar a renda (e os preços de terras) nestas 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, que ora geravam divergência (nas fases de crescimento), ora geravam convergência dos preços de terras (durante a recessão).

No segundo subperíodo (de 1989 a 1999), contudo, não é possível rejeitar a hipótese de convergência absoluta para os preços de ambos os tipos de terra, sendo que os parâmetros de convergência- $\beta$  são negativos e estatisticamente significativos a 1% nos modelos utilizados. Conforme visto no capítulo 2, 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 destas *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.

Ainda no que tange ao período de 1989 a 1999, e considerando somente o preço de terras para lavouras, a estimativa realizada por meio de MQO levou à obtenção de uma velocidade de convergência ( $\Phi$ ) de -0,0305. Esse resultado indica que o período teria sido caracterizado por uma redução de 3,05% ao ano entre o preço da terra no momento inicial ( $P_t$ ) e o seu valor de estado estacionário ( $P^*$ ). Ao se controlar a dependência espacial (por meio do modelo SAC), contudo, observou-se que tal velocidade de convergência era maior, de 4,32%



ao ano. No caso de terras para pastagens, em contrapartida, os resultados indicaram uma velocidade de convergência ( $\Phi$ ) de 4,09% ao ano no 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 cada hectare de terras para lavouras como para pastagens (os coeficientes  $\beta$  são, em sua maioria, positivos e 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). Ademais, a última coluna da Tabela 7 permite verificar o valor do parâmetro  $\Phi$  para ambas as categorias de terras (para lavouras e para pastagens) e segundo os modelos considerados. No caso de terras para lavouras, a estimativa realizada por meio de MQO proporcionou um parâmetro  $\Phi$  de 0,0318, 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 terras para pastagens, em contrapartida, a estimativa obtida por meio do modelo SAR foi de 1,33% ao ano, mas estatisticamente não significativa a 10%.

Conforme indicado no capítulo 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.

### 3.4.1.3. 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. No caso dos preços de terras para lavouras, o coeficiente de convergência- $\sigma$  ( $\Psi_2$ ) do período completo (de 1979 a 2005) é negativo, porém estatisticamente insignificante. Quanto aos preços de terras para pastagens nesse mesmo período, o coeficiente  $\Psi_2$  é positivo e estatisticamente insignificante. 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- $\beta$ , o período de 1979 a 2005 – analisado como um todo – não teria sido caracterizado pela ocorrência

de convergência- $\sigma$ . Esse resultado é compatível com o referencial teórico apresentado na seção 3.3, pois a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

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 (0,0011)	0,0008 (0,0013)	0,0000 (0,0020)	0,0019 (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

Parâmetros	1989 a 1999		1999 a 2005	
	Lavouras	Pastagens	Lavouras	Pastagens
$\Psi_2$	-0,0081*** (0,0015)	-0,0078*** (0,0018)	0,0141*** (0,0016)	0,0149*** (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
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.

Do mesmo modo, os resultados da Tabela 8 permitem observar que os coeficientes  $\Psi_2$  do primeiro subperíodo (de 1979 a 1989) são estatisticamente não significantes a 10%, apesar de positivos. Isto era esperado. Conforme observado anteriormente, a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ . 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 o mesmo não seria caracterizado pela convergência- $\sigma$ , não sendo possível identificar uma tendência de aumento ou de redução na dispersão dos preços de cada hectare 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, como também pela convergência- $\sigma$ , 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.

Por fim, é interessante observar que os resultados obtidos para o último subperíodo (de 1999 a 2005) indicam um 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%.

### **3.4.2. Análise econométrica da convergência de preços de terras entre microrregiões**

Observou-se no capítulo-artigo 2 que há possíveis ligações de preços de terras dentro dos estados e em suas áreas fronteiriças, que fazem com que as médias de preços por estados não reflitam, integralmente, as possíveis associações espaciais de preços de terras em nível de microrregiões. Neste item, os procedimentos estatístico e econométrico adotados no item anterior são repetidos, estimando-se o  $I$  de Moran e as convergências  $\beta$  absoluta e  $\sigma$  para ambos os preços de terras (para lavoura e para pastagem), mas tomando esses preços em nível de microrregião e para os anos de 2003 a 2017<sup>22</sup>.

#### **3.4.2.1. Convergência- $\beta$ absoluta**

A Tabela 9 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<sup>23</sup>.

---

<sup>22</sup> Apesar de possuir uma série temporal menor que a da FGV, o grande número de unidades *cross section* garantiu, à amostra da FNP, os graus de liberdade necessários para a inclusão de outras variáveis explicativas, de maneira que foi possível testar a hipótese de convergência- $\beta$  condicional. Para tanto, foram incluídas variáveis binárias (*dummies*) referentes às grandes regiões do Brasil. No que tange a esse último conjunto de variáveis, optou-se pela estratégia de incluir uma *dummy* específica para a região conhecida como MATOPIBA, que foi separada das demais microrregiões do Norte e do Nordeste. Os resultados permitiram observar que não houve, para os preços de ambas as categorias de terra, significativa diferença entre os coeficientes de convergência absoluta e condicional. Neste capítulo-artigo, no entanto, foram mantidos somente os resultados das estimativas de convergência- $\beta$  absoluta.

<sup>23</sup> Usam-se distâncias menores do que as usadas nas Tabelas 3 e 5 porque as microrregiões possuem dimensões menores que os estados.

Tabela 9 – 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	<b>0,1421</b>	0,0117	<b>0,1450</b>	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.

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. Em ambos os casos, contudo, 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.

Após a definição das matrizes de ponderação, deve-se proceder à escolha de um modelo espacial visando o controle das relações de dependência através do espaço. A Tabela 10 contém o Critério de Informação de Akaike (AIC) registrado para cada modelo espacial, segundo o tipo de terra (para lavouras e 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 terras para lavouras, decorre, exclusivamente, do efeito de variáveis ignoradas ou não controladas através do modelo. Para os preços de terras para pastagens, os resultados da Tabela 10 permitem observar que o modelo GSM possui o menor critério de informação, sendo o mais indicado para a estimação do parâmetro de convergência- $\beta$  absoluta. 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) e da relação entre efeitos ignorados (termos de erros) das regiões que compõem a amostra.

Tabela 10 – 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	<b>-520,9716</b>	-502,1545
SAC	-520,5453	-515,2360
SDM	-517,7964	-519,6474
SDEM	-519,7322	-517,9964
GSM	-519,0280	<b>-521,4070</b>

Fonte: Resultados da pesquisa.

A Tabela 11 contém as estimativas de convergência- $\beta$  absoluta para os preços de terras para lavouras e para pastagens entre os anos de 2003 e 2017 e usando informações em nível de microrregiões. Os resultados indicam que não é possível rejeitar a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta 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 (em ambas as categorias) foram estatisticamente significantes (Tabela 11). 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.

Tabela 11 – Estimativas de convergência- $\beta$  absoluta, por tipo de terra, entre os anos de 2003 e 2017 usando informações em nível de microrregiões

Coef.	Variável	Preços de terras para Lavouras		Preços de terras para Pastagens	
		MQO	SEM	MQO	GSM
$\beta$	$\log(p_{2003})$	-0,0112***	-0,0125***	-0,0102**	-0,0341***
$\rho$	$\mathbf{W} \log(p_{2017}/p_{2003}) / T$	-	-	-	0,7183***
$\tau$	$\mathbf{W} \log(p_{2003})$	-	-	-	0,0356***
$\lambda$	$\mathbf{W} \xi_{it}$	-	0,2728**	-	-0,6181***
$\Phi$	-	-0,0122	-0,0137	-0,0110	-0,0464
	Wald	25,94***	26,46***	11,60***	102,92***
	Jarque-Bera	13,2657***	19,1400***	7,0765**	8,5800**
	White	27,5614***	28,3750***	22,4608***	44,8310***
	Log Likelihood	261,9965	264,4858	249,3198	266,7035
	$R^2$	0,1718	0,1718	0,0837	0,2302
	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).

A partir do parâmetro  $\beta$ , associado ao logaritmo do preço da terra no ano de 2003, foi possível calcular a velocidade de convergência ( $\Phi$ ) para ambos os tipos de terras (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  $\Phi$  de -0,0137, indicando que houve, no período de 2003 a 2017, uma 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 GSM indicou uma velocidade de convergência ( $\Phi$ ) superior, de 4,64% ao ano (Tabela 11)<sup>24</sup>.

<sup>24</sup> Os resultados de convergência- $\beta$  condicional (não apresentados neste capítulo-artigo) são semelhantes àqueles observados para os modelos de convergência- $\beta$  absoluta, indicando velocidades de convergência ( $\Phi$ ) de 1,9% e de 3,12% ao ano para os preços de terras para lavouras e para pastagens, respectivamente. No caso da convergência- $\beta$  condicional, foram incluídas variáveis binárias (*dummies*) referentes às grandes regiões do Brasil. Conforme salientado anteriormente, optou-se pela estratégia de incluir uma *dummy* específica para a região conhecida como

### 3.4.2.2. Convergência- $\sigma$

A Tabela 12 apresenta as estimativas da convergência- $\sigma$  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- $\sigma$ , uma vez que o coeficiente  $\Psi_2$  é negativo e estatisticamente significativo a 1%. Esse resultado indica que o período de 2003 a 2017 foi caracterizado, de um modo geral, por uma tendência de redução na dispersão entre os preços de terras para lavouras e para pastagens, como evidenciado pela Figura 16 do capítulo 2.

Tabela 12 – Estimativas de convergência- $\sigma$ , por tipo de terra, entre os anos de 2003 e 2017

Parâmetros	Preços de terras para Lavouras	Preços de terras para Pastagens
$\Psi_2$	-0,0043*** (0,0006)	-0,0017*** (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 <sup>2</sup>	0,7735	0,5394

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

### 3.5. Considerações finais

O principal objetivo desse capítulo-artigo consistiu em verificar a existência (ou não) de um processo de convergência do preço da terra no Brasil. Para atingir esse objetivo, inicialmente foi desenvolvido um modelo teórico para identificar o processo de convergência- $\beta$  absoluta do preço da terra, além da proposição do uso de modelos espaciais, empregados com o objetivo de controlar os efeitos de interação das variáveis e dos fatores não observados

---

MATOIPIBA, que foi separada das demais microrregiões do Norte e do Nordeste. No caso dos preços de terras para lavouras, as *dummies* referentes às regiões Sul, Sudeste e Matopiba foram positivas e estatisticamente significantes, indicando fatores regionais (não observados) que favoreceram o aumento dos preços de terras para lavouras entre os anos de 2003 e 2017. Quanto aos preços de terras para pastagens, somente a *dummy* referente à região Nordeste (sem MATOIPIBA) foi estatisticamente significativa, tendo apresentado sinal negativo. É provável que esse resultado esteja vinculado a um longo período de seca, entre os anos de 2012 e 2015, quando houve significativa queda na renda agropecuária e, conseqüentemente, nos preços de terras agrícolas inseridas no semiárido Nordestino (MARENGO; TORRES; ALVES, 2017).

(termos de erros) através do espaço. Após isto, foram utilizados os preços de um hectare de terras nuas para lavouras e para pastagens, em nível estadual, disponibilizados pela FGV entre os anos de 1979 e 2005. Além disso, a hipótese de convergência foi testada com dados mais recentes de preços de terras, que cobrem o período de 2003 a 2017, e em nível de microrregiões que são pesquisadas pela FNP.

Através do modelo teórico, desenvolvido na seção 3.3, observou-se que a possibilidade de ocorrência de convergência do preço 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- $\beta$  absoluta do preço da terra entre as regiões (equação (25)) revelou, entre outros aspectos, os fatores subjacentes que levam 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 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 no Brasil, o que efetivamente foi feito na seção 3.4.

A partir dos gráficos de dispersão do logaritmo do preço da terra apresentados no capítulo 2, e analisando a sua evolução entre os anos de 1979 a 2005, foi possível identificar três subperíodos distintos, quais sejam, de 1979 a 1989, de 1989 a 1999 e de 1999 a 2005. Desse modo, a análise de convergência com dados da FGV foi realizada não somente para o período completo, como também para os três subperíodos citados acima.

No caso da análise de convergência do preço de terra nua entre estados brasileiros, 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 Mínimos Quadrados Ordinários – MQO, a hipótese de convergência- $\beta$  absoluta dos preços teria sido estatisticamente rejeitada para 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- $\sigma$ , uma vez que tal hipótese foi rejeitada para ambas as categorias de terra no período de 1979 a



2005. Esse resultado é compatível com o referencial teórico, pois a convergência- $\beta$  absoluta é uma condição necessária, mas não suficiente para a ocorrência de convergência- $\sigma$ .

Embora os resultados supracitados tenham proporcionado uma conclusão geral sobre a ocorrência de convergência do preço da terra em um período relativamente longo (de 1979 a 2005), ainda restavam dúvidas sobre o comportamento desses preços, bem como sobre a ocorrência de convergência ( $\beta$  e  $\sigma$ ) em subperíodos específicos selecionados para a análise. Nesse caso, observou-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. 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 o intervalo de tempo supracitado foi caracterizado por uma tendência de valorização da taxa de câmbio. Conforme visto, a valorização da taxa de câmbio teve um 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 deste custo financeiro, o que certamente diminuiu as negociações com terras, com um impacto negativo sobre o preço desse ativo.

No período 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 possuíam maior integração em relação ao mercado internacional. Nos períodos de crescimento, ao contrário, o setor agropecuário dessas regiões foi capaz de absorver os principais benefícios, de maneira que os preços de suas terras cresceram a taxas mais elevadas, afastando-se dos preços que vigoravam nas regiões Norte e Nordeste.

Quanto ao período mais recente, entre os anos de 2003 e 2017, a análise de convergência dos preços de terras foi realizada com os dados agregados por microrregiões brasileiras estipuladas pela FNP. Os resultados não permitiram a rejeição da hipótese de ocorrência de convergência- $\beta$  absoluta para os preços de ambas as categorias de terra (para lavouras e para pastagens). De um 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. Ao contrário do observado no subperíodo de 1989 a 1999, contudo, esse processo de convergência ocorreu em um contexto de relativa prosperidade para o setor agropecuário.

Ao avaliar a hipótese de ocorrência de convergência do preço da terra entre estados brasileiros (no período de 1979 a 2005) e entre microrregiões brasileiras (no período de 2003 a 2017), esse capítulo-artigo traz uma importante contribuição à literatura sobre a dinâmica e funcionamento do mercado de terras. No caso da análise referente aos estados brasileiros, a existência de farta literatura sobre os determinantes dos preços de terras, bem como sobre as políticas agrícolas adotadas durante o período, permitiu a realização de uma análise pormenorizada do processo de convergência (ou de divergência), trazendo à luz os fatores que podem ter contribuído para a sua ocorrência. Quanto à análise referente às microrregiões brasileiras, que abrange o período mais recente, a literatura ainda carece de mais informações, que ampliem a compreensão sobre o comportamento do preço da terra. Através do próximo capítulo-artigo, no qual serão estimados os determinantes do preço de cada hectare da terra para lavoura em microrregiões, será possível estabelecer um paralelo com os resultados da análise de convergência, identificando as variáveis que teriam contribuído para a determinação do preço da terra agrícola em diferentes regiões do Brasil.

### **Referências bibliográficas**

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
- AZZONI, C.R. 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 04, p 341-393, Set./Dez. 1997.
- BACHA, C.J.C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. 1. ed. Campinas: Editora Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C.J.C.; HARBS, R; STEGE, A.L. Preços de Terras no Brasil: diferenças entre fronteira e não fronteira agrícola. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama**

- da Agricultura Brasileira:** estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos. Campinas: Alínea, 2018. cap. 3, p. 65-93.
- BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X. **Economic Growth**. New York: McGraw-Hill, 1995. 539 p.
- BONELLI, R. O papel do estado na pesquisa agrícola no Brasil. **Texto para Discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 576, jul. 1998. 40 p. Disponível em:  
[http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com\\_content&view=article&id=3852](http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=3852).  
Acesso em: 5 mar. 2018.
- CANÇADO, R.P. Migrações e convergência no Brasil: 1960-91. **Revista Brasileira de Economia**, v.53, n.2, p. 211-236, Abr./Jun. 1999.
- 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.
- 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.
- GEZICI, F.; HEWINGS, G. Regional convergence and the performance of peripheral areas in Turkey. **Review of Urban and Regional Development Studies**, v. 16, n.2, p. 113-132, Nov. 2004.
- 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).
- GUTIERREZ, L. Convergence in US and EU agriculture. **European Review and Agricultural Economics**, v.27, n.2, p.187-206, 2000.
- 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 2003: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2002. 544 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2004: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2003. 496 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2005: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2004. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2006: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2005. 504 p.

- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2007: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2006. 515 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2008: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2007. 502 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2009: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2008. 497 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2010: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2009. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2011: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2010. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2012: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2011. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2013: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2014: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2013. 463 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2015: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2014. 472 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2016: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2015. 456 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2017: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2016. 432 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2018: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2017. 440 p.
- JOHNSON, P.A.; TAKEYAMA, L.N. Initial conditions and economic growth in the US states. **European Economic Review**. v. 45, p. 919-927, Mai. 2001.
- LOPES, J.L. **Avaliação do processo de convergência da produtividade da terra na agricultura brasileira no período de 1960 a 2001**. 2004. 208 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- LUSIGI, A.; THIRTLE, C. Convergence of per capita incomes and agricultural productivity in thirty-two African countries. **Journal of International Development**, v. 10, n.1, p.105-115, Jan. 1998.
- MAGALHÃES, A.; HEWINGS, G.J.D.; AZZONI, C.R. Spatial Dependence and Regional Convergence in Brazil. **Investigaciones Regionales**, Vol. 6, p 5-20, Jul. 2005.

- 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, Vol. 53, Nº 04, p. 645-666, Out./Dez. 2015.
- MANKIW, N.G. **Macroeconomics**. New York: Worth Publishers, 2000. 553 p.
- MARENGO, J.A.; TORRES, R.R.; ALVES, L.M. Drought in Northeast Brazil - Past, present, and future. **Theoretical and Applied Climatology**, Vol. 129, p. 1189–1200, Ago. 2017.
- 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**, Vol. 82, n.2, p. 370-388, Mai. 2000.
- 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, Oct./Dec. 2009.
- PERSSON, J. Convergence across the Swedish country, 1911-1993. **European Economic Review**, v. 41, n.9, p.1835-1852, Dec. 1997.
- PÔRTO JÚNIOR, S. da S.; RIBEIRO, E.P. Dinâmica espacial da renda per capita e crescimento entre os municípios da região Nordeste do Brasil - Uma análise Markoviana. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 34, n. 3, Jul./Set. 2003
- REYDON, B. P. **Mercados de terras agrícolas e determinantes de seus preços no Brasil: um estudo de casos**. Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 1992. Disponível em:  
<http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=000045371>. Acesso em: 24 jan. 2015.
- ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 4. ed. New York: McGraw-Hill, 2006.
- SOLOW, R.M. Technical change and the aggregate production function. **Review of Economics and Statistics**, v. 39, n. 1, p. 312-320, 1957.
- SURARIYANTO, K.; THIRTLE, C. Asian agricultural productivity and convergence. *Journal of Agricultural Economics*, v.52, n.3, p.96-110, Sep. 2001.
- VALDÉZ, B.D. **Economic growth: theory, empirics and policy**. Cornwall: MPG Books Ltd, 1999, 197 p.
- YANG, X.; RITTER, M.; ODENING, M. Testing for regional convergence of agricultural land prices. **Land Use Policy**, Vol. 64, p 64-75, Mar. 2017.
- ZANIN, V.; BACHA, C. J. C. A importância dos sojicultores sulistas na nova fronteira agrícola brasileira. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 45, p. 35-51, 2017.



## 4. DETERMINANTES DOS PREÇOS DE TERRAS PARA LAVOURAS NO BRASIL

### Resumo

Neste capítulo-artigo, foram estimados, usando modelos econométricos espaciais, os determinantes dos preços de terras nuas para lavouras considerando as microrregiões brasileiras no período de 2003 a 2017. Foram consideradas as seguintes variáveis: valor bruto da produção agropecuária; valorização patrimonial; volume de crédito rural; densidade demográfica; efetivo do rebanho de bovinos; precipitação pluviométrica; e percentual de áreas colhidas com as culturas de soja, milho 2ª safra e cana-de-açúcar. As estimativas foram realizadas por meio de modelos espaciais, o que permitiu controlar a dependência espacial tanto para o modelo geral (referente ao Brasil) como para o modelo estimado por regiões. No modelo referente às grandes regiões, em particular, foram introduzidas variáveis binárias (*dummies*) de interação com as grandes regiões, de modo a inferir sobre os efeitos das variáveis independentes e supracitadas sobre os seus preços de terras para lavouras. Optou-se, contudo, por não se seguir a divisão territorial oficial, sendo que a região do MATOPIBA – que abrange áreas de cerrado nos estados do Maranhão, do Tocantins, do Piauí e da Bahia – foi separada, para fins de análise, das demais regiões do Norte e do Nordeste. Os resultados indicaram que a valorização patrimonial, o volume de crédito rural, a densidade demográfica, a precipitação pluviométrica e o efetivo do rebanho de bovinos, além das áreas colhidas com soja e com cana-de-açúcar, possuem influência sobre os preços de terras nas microrregiões do Brasil. Além disso, o modelo espacial regional permitiu que fossem estimados os efeitos diretos e indiretos (de transbordamento) das variáveis independentes e supracitadas nas grandes regiões do Brasil.

**Palavras-chave:** Mercado de terras; Fronteira agrícola; Econometria espacial

### Abstract

In this chapter-article we estimate, using spatial econometric models, the determinants of cropland prices, taking in consideration the Brazilian microregions from 2003 to 2017. The following explanatory variables were considered: gross value of agricultural production; asset appreciation; rural credit; demographic density; herd of cattle; rainfalls; and the percentage of the following crops harvested areas: soybeans, winter corn crop and sugar cane. Estimates were made using spatial models, which allowed for controlling the spatial dependence for both the general model (referring to Brazil) and the regional model. In the later, we included interaction dummies in order to infer about the effects of the agricultural land prices determinants on Brazilian regions. However, we decided not to follow the official territorial division, since the MATOPIBA region - which covers cerrado areas bordering the states of Maranhão, Tocantins, Piauí and Bahia - was separated, for analysis purpose, from the other regions of the North and Northeast. Results indicated that the asset appreciation, the volume of rural credit, the demographic density, rainfalls and the cattle herd, as well as the harvested areas of soybeans and sugar cane, have impacts on agricultural land prices in Brazil. In addition, the regional spatial model allowed to estimate the direct and spillover effects of the agricultural land prices determinants on Brazilian regions.

**Keywords:** Agricultural land market; Agricultural frontier; Spatial Econometrics

#### 4.1. Introdução

Constatou-se no capítulo 2 que os preços de cada hectare da terra agrícola não são idênticos nos estados brasileiros e nem dentro dos mesmos e, embora apresentem semelhantes tendências, há distintas associações espaciais entre eles ao longo do tempo. No capítulo 3, constatou-se que o período de 2003 a 2017 foi caracterizado pela convergência desses preços. Como esses anos são de relativa estabilidade de preços na economia em relação à década de 1980 e começo da década de 1990, além de forte expansão do cultivo de grãos (como soja e milho), fica a dúvida sobre se há novas variáveis determinando os preços de terras e quais são as relações espaciais entre os preços de terras e seus determinantes. A busca de respostas a essas indagações motiva a realização do presente capítulo-artigo, no qual a análise se restringe aos preços de terra nua para lavouras, considerando-os por microrregiões e no período de 2003 a 2017.

Embora seja objeto de diversos estudos, já tendo sido abordado por autores como David Ricardo, Karl Marx e Karl Kautsky, entre muitos outros, é interessante observar que ainda não existe, na literatura especializada, um consenso sobre qual seria o modelo mais apropriado para a determinação do valor da terra nua. Isso ocorre em virtude do grande número de variáveis que podem influenciar, de alguma forma, o preço desse fator produtivo. Outra questão relevante, que será evidenciada através deste capítulo-artigo, deve-se ao fato de que a importância das variáveis explicativas varia de região para região e através do tempo, dependendo largamente de ciclos econômicos, bem como de efeitos diferenciados de políticas econômicas (em especial, as políticas agrícolas) adotadas pelo governo.

Até o início da década de 1950, ainda prevalecia a ideia de que o preço da terra, assim como o de outros fatores produtivos, era determinado de acordo com o seu produto marginal. Assim, ao menos em teoria, o preço da terra poderia ser calculado com base na renda líquida (ou quase-renda<sup>25</sup>), proporcionada ao longo de determinado período (digamos, um ano) e descontada para o presente de acordo com a taxa de juros da economia. No entanto, essa hipótese não era mais condizente com os fatos observados a partir de meados da década de 1950, quando os preços de terras agrícolas, nos Estados Unidos, por exemplo, passaram a superar o valor presente de seus rendimentos futuros. A partir dessa constatação, que ficou conhecida como “paradoxo do preço da terra”, muitos estudiosos debruçaram-se sobre a

---

<sup>25</sup> Quase-renda é um termo, introduzido por Keynes na “Teoria geral do emprego, do juro e da moeda”, que corresponde ao lucro proporcionado pelo uso de um ativo no processo produtivo e/ou à renda auferida, sob forma de juros ou dividendos, com a propriedade de determinado ativo.



questão, procurando identificar quais variáveis, além das quase-rendas, determinavam o preço desse fator produtivo (REYDON, 1992; MALASSISE; PARRÉ; FRAGA, 2015).

Entre os fatores subjacentes ao paradoxo do preço da terra, Scofield (1957) chamou a atenção para a inflação. De acordo com o autor, a terra agrícola – além de proporcionar renda decorrente de seu uso produtivo ou arrendamento – desempenha a função de reserva de valor, de maneira que a sua propriedade pode constituir uma forma de proteção contra a perda do poder de compra da moeda. Ao mesmo tempo, a inflação pode atuar no sentido de reduzir a taxa de juros real, implicando menor atratividade de ativos financeiros e induzindo, por conseguinte, a uma fuga de recursos para a compra de ativos de menor risco de perda de valor, como terras e imóveis. No Brasil, um país marcado por longos períodos de processo inflacionário, essa perspectiva de compra da terra como reserva de valor foi considerada por autores como Sayad (1977), Pinheiro (1980), Romeiro e Reydon (1994) e Plata (2001).

Como se sabe, a inflação pode decorrer de uma política monetária expansionista, quando o déficit público do governo é financiado com a emissão de papel moeda. Este não é, contudo, o único meio pelo qual o governo, através de sua política econômica, interfere no mercado de terras. Conforme salientado por Herdt e Cochrane (1966), os programas de suporte aos preços de produtos agropecuários, ao elevarem a renda auferida pelos produtores rurais, podem implicar em aumentos nos preços de terras agrícolas, capitalizando os seus proprietários. Nos países da União Europeia, onde esse tipo de suporte tem sido oferecido sistematicamente desde o início da década de 1970, a questão foi analisada por autores como Pyykkönen (2005) e Feichtinger e Salhofer (2014), que identificaram impactos positivos e estatisticamente significativos do subsídio agrícola sobre os preços de terras agrícolas.

No Brasil, existem trabalhos empíricos (tais como Brandão (1986), Brandão e Rezende (1989), Dias, Vieira e Amaral (2001), Rahal (2003), Gasques et al. (2006), Chang (2012), Ferro e Castro (2013) e Malassise, Parré e Fraga (2015)) que consideram, entre os principais determinantes do preço da terra, o volume de crédito rural, que em muitos casos foi subsidiado. A política de crédito rural teve fases distintas, sendo caracterizada por períodos de maior e outros de menor disponibilidade de recursos. Durante a década de 1970, o volume de crédito rural foi crescente, beneficiando principalmente as culturas de exportação (como soja, citros, cana-de-açúcar, cafeeiro e algodão). Além disso, como a taxa de juros nominal do crédito rural foi fixada em um patamar de 15% ao ano, o aumento da inflação a partir de 1973 implicou taxas de juros reais negativas, beneficiando o setor agropecuário, notadamente os grandes e médios produtores da região Centro-Sul (GOLDIN; REZENDE, 1993; BACHA, 2018).

Analisando a primeira metade da década de 1970, Reydon (1984) observou que o crédito rural impactou os preços de terras de duas maneiras distintas: um primeiro efeito estaria associado à mecanização, que ao elevar a produtividade das lavouras, gerou um impacto positivo sobre as receitas dos produtores; em segundo lugar, o autor chamou a atenção para um efeito meramente especulativo, que estava dissociado de ganhos produtivos, ocorrendo pelo simples fato de que a terra constituía uma garantia de acesso ao crédito subsidiado.

No período que se seguiu, entre os anos de 1980 e 1996, houve uma tendência de redução no volume de crédito rural, que foi concomitante com o aumento das taxas de juros cobradas no mesmo. A partir de 1996, observa-se uma nova tendência de crescimento de recursos alocados ao crédito rural, porém com taxas de juros reais, de modo geral, positivas (BACHA, 2018). Esse comportamento oscilante do volume e da taxa de juros real do crédito rural, combinado com uma histórica concentração de sua concessão nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, fez com que a importância dessa variável – no que tange à determinação do preço da terra – variasse através do tempo e entre regiões do país.

Os trabalhos supracitados oferecem uma importante contribuição, revelando algumas das razões pelas quais o preço atual da terra tende a superar o valor presente de seus rendimentos futuros. Isso não significa, contudo, que os ganhos produtivos não são relevantes. Em um trabalho abrangendo o período de 1970 a 1985, Bacha (1989) demonstrou que determinantes produtivos como preços de insumos, preços de produtos agropecuários e nível tecnológico foram preponderantes, sobrepujando os fatores especulativos na determinação do preço da terra em Minas Gerais. Em uma análise circunscrita ao estado de São Paulo, Rahal (2003) chegou ao mesmo tipo de conclusão.

Por fim, é importante salientar que os tipos de solo e clima definem o potencial produtivo de terras agrícolas, enquanto o relevo determina a possibilidade (ou não) de mecanização das atividades. Além disso, as distâncias em relação aos portos e principais centros consumidores também são relevantes, conferindo diferenças entre os preços de terras em distintas regiões. Como esses fatores não se distribuem aleatoriamente no espaço, é muito provável que o preço da terra também seja caracterizado por algum tipo de dependência espacial. Se essa dependência não for devidamente considerada, a análise econométrica pode proporcionar resultados viesados e inconsistentes, prejudicando as estimativas e distorcendo, portanto, importantes constatações sobre os determinantes dos preços de terras.

No Brasil, até onde se sabe, o trabalho de Malassise, Parré e Fraga (2015) foi o único a considerar o fenômeno de dependência espacial no mercado de terras. Neste trabalho, os

autores analisaram o comportamento do preço da terra agrícola em municípios do Paraná, identificando os seus principais determinantes no período de 1999 a 2011.

No capítulo-artigo anterior, constatou-se econometricamente a existência de dependência espacial do preço da terra em outros estados brasileiros, e até mesmo dentro desses estados (considerados através de microrregiões). No entanto, a literatura ainda carece de estudos nos quais são utilizados modelos de econometria espacial para quantificar os impactos dos determinantes dos preços de terras no Brasil.

Dentro deste contexto, o **objetivo geral** deste capítulo-artigo é estimar e quantificar, usando modelos econométricos espaciais, os determinantes dos preços de terras para lavouras considerando dados agregados por microrregiões brasileiras (no período de 2003 a 2017). A abrangência geográfica e o período de análise foram condicionados pela disponibilidade de dados da Informa *Economics* – FNP, que corresponde à fonte utilizada para os preços de terras de microrregiões.

Para atingir esse objetivo, o presente capítulo-artigo divide-se em mais quatro seções. Logo após a presente introdução, há uma revisão bibliográfica abrangendo alguns dos principais estudos sobre o mercado de terras. A seção 4.3 apresenta o referencial analítico e metodológico do capítulo. Baseada no trabalho de Reydon (1992), são selecionadas *proxies* para a quase-renda e para a valorização patrimonial, além da precipitação pluviométrica e de um conjunto de variáveis representativas do prêmio de liquidez, a saber: volume de crédito rural, densidade demográfica, rebanho bovino e percentual de áreas colhidas com soja, milho 2<sup>a</sup> safra e cana-de-açúcar. As referidas variáveis explicativas foram incluídas em um modelo espacial geral, tendo em vista a determinação do preço da terra para lavouras no conjunto de microrregiões definidas pela FNP.

A seção 4.4 é reservada à apresentação e análise dos resultados obtidos. Após a realização de estimativas para os coeficientes do modelo geral, foram incorporadas variáveis binárias (*dummies*) de interação com as grandes regiões do Brasil, o que permitiu a obtenção de um segundo modelo espacial (regional). Nesse modelo regional, a divisão oficial do território brasileiro foi modificada, em uma estratégia que consistiu em separar o MATOPIBA (área de cerrado que abrange o sudeste do Maranhão, a maior parte de Tocantins, o oeste do Piauí e o noroeste da Bahia) das demais microrregiões pertencentes ao Norte e ao Nordeste. Assim, foi possível estimar os coeficientes dos determinantes dos preços de terras para lavouras nas regiões Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste (sem MATOPIBA), Norte (sem MATOPIBA) e MATOPIBA. Por fim, a seção 4.5 traz as principais conclusões do capítulo-artigo.

## 4.2. Revisão bibliográfica

Na seção de Anexos (Tabela 1), encontra-se uma síntese de alguns dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em outros países. Quanto aos trabalhos feitos para o Brasil, constata-se que a maior parte deles fez uso de dados da FGV (que consistem em médias dos preços de cada hectare de terra nua segundo categorias de uso e em nível estadual), bem como pelo uso de MQO. Em períodos mais recentes, observa-se o uso de dados em painéis. São poucos os trabalhos que usam modelos econométricos espaciais neste tipo de análise. A seguir, analisam-se os trabalhos que consideram dados publicados nas décadas de 2000 e de 2010.

A partir de dados divulgados pela Fundação Getúlio Vargas – FGV, Gasques et al. (2006) analisaram a evolução do preço médio da terra agrícola, no Brasil, entre os anos de 1978 e 2004. A principal contribuição do estudo foi a inclusão, entre as variáveis explicativas do modelo, da Produtividade Total dos Fatores (PTF), que corresponde à razão entre os índices agregados de produção e de insumos agrícolas. Para a construção do índice agregado de produção, foram utilizados preços e quantidades de 66 produtos de lavouras permanentes e temporárias. De modo semelhante, o índice de insumos agrícolas foi elaborado com base em informações de preços e de quantidades dos seguintes fatores: terra, mão de obra, máquinas, fertilizantes e defensivos. Os resultados indicaram a existência de uma relação negativa e significativa entre a PTF e o preço médio da terra para lavoura. Isso significa que o aumento na produtividade dos fatores (terra, capital e mão de obra), entre os anos de 1978 e 2004, pode ter reduzido a demanda por terras para cultivo, com um impacto negativo sobre o preço médio deste fator produtivo.

Chang (2012) avaliou os determinantes dos preços de terras, no estado de São Paulo, no período de 1995 a 2010. Na análise empírica, a autora considerou os preços de três tipos de terras (de cultura de primeira, de cultura de segunda e de pastagens), coletando informações referentes a 40 Escritórios de Desenvolvimento Regional (EDRs), disponibilizadas pelo Instituto de Economia Agrícola – IEA. Os resultados indicaram que fatores como aumento da urbanização, expansão canavieira e avanço do reflorestamento tiveram impacto positivo e estatisticamente significativo sobre os preços de terras no estado de São Paulo.

Ferro e Castro (2013) avaliaram o comportamento dos preços de terras agrícolas, no Brasil, entre os anos de 2002 e 2010. A análise empírica limitou-se aos principais polos produtores de soja, que foram classificados de acordo com o grau de ocupação das terras para lavouras. A partir desta classificação, os autores analisaram os determinantes dos preços de

terras em regiões **desenvolvidas** (localizadas no Sul do país), em regiões de **transição** (no Centro-Oeste) e em regiões de **fronteira agrícola**<sup>26</sup>. No que tange à metodologia, empregou-se um modelo de painel de dados estimados com efeitos fixos, através do qual foi possível avaliar o impacto de variáveis como o preço da soja – utilizado como *proxy* para a renda do produtor – produtividade, crédito rural de custeio e preço da terra no período anterior. Analogamente, a área total cultivada (com lavouras perenes e temporárias) foi utilizada como *proxy* para a demanda por terras. Os resultados indicaram que o preço da soja tem, nas três regiões, um impacto positivo e estatisticamente significativo, constituindo um dos principais determinantes para o comportamento do preço da terra agrícola. Os autores também identificaram que, dependendo da região, a expansão da área total cultivada possui efeitos distintos: em regiões desenvolvidas, onde o fator terra é utilizado intensamente, o crescimento da área cultivada levaria ao aumento do preço da terra. Nas regiões de transição e de fronteira agrícola, contudo, esse movimento implicaria em conversão de terras utilizadas para outras finalidades, a exemplo de pastagens nativas ou plantadas em terras para lavouras. De acordo com os autores, essa conversão atuaria no sentido de aliviar a pressão de demanda, resultando em redução dos preços de terras agrícolas.

Malassise, Parré e Fraga (2015) analisaram os determinantes do preço da terra agrícola, nos municípios do Paraná, entre os anos de 1999 e 2011. Os autores utilizaram o modelo teórico proposto por Reydon (1992), no qual o preço da terra agrícola constitui uma função do rendimento ou quase-renda ( $q$ ), do custo de manutenção ( $c$ ), do prêmio de liquidez ( $l$ ) e da valorização patrimonial da terra ( $a$ ), sendo definido pela seguinte expressão:  $P_t = q - c + l + a$ . Na análise empírica, o valor bruto da produção agropecuária foi utilizado como *proxy* para o rendimento da terra. O Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR), por outro lado, foi adotado como variável representativa do custo de manutenção. No que diz respeito ao prêmio de liquidez, os autores lançaram mão de um conjunto de variáveis que, por hipótese, impactam a capacidade e o prazo de revenda da terra agrícola. Por fim, a valorização patrimonial da terra ( $a$ ) foi dada pela diferença entre o preço da terra no período corrente ( $t$ ) e o preço da terra no período anterior ( $t - 1$ ).

Entre as principais contribuições do estudo de Malassise, Parré e Fraga (2015), destaca-se a confirmação quanto à existência de dependência espacial, o que significa que o preço da terra agrícola é influenciado por fatores como sua localização e vizinhança. Essa

---

<sup>26</sup> Na categoria de fronteira agrícola, foram consideradas as regiões de Balsas (MA), Codó (MA), Araguaína (TO), Gurupi (TO), Palmas (TO), Uruçuí (PI) e Oeste Baiano (BA).

característica exigiu a realização de alguns testes de especificação, os quais indicaram que o modelo espacial auto-regressivo (SAR) seria o mais adequado para o tratamento da dependência espacial. De acordo com os resultados, o valor bruto da produção agropecuária, a valorização patrimonial e a dependência espacial estão entre as principais variáveis subjacentes à evolução do preço da terra agrícola. Além disso, observou-se que os coeficientes associados a algumas variáveis representativas do prêmio de liquidez, quais sejam o financiamento agropecuário, a relação investimento-receita municipal (que corresponde à razão entre o volume de investimentos e a receita total do município) e o percentual de área plantada com soja, também são estatisticamente significantes. Juntas, essas variáveis explicaram 84% da variação dos preços de terras agrícolas.

Os trabalhos supracitados têm, em comum, o uso de dados secundários divulgados por instituições como FGV, IEA, FNP e DERAL. O estudo realizado por Reydon et al. (2014), em contrapartida, destaca-se pela obtenção e análise de dados primários, referentes a imóveis rurais negociados em alguns municípios do Maranhão, no Nordeste brasileiro. A primeira etapa do trabalho consistiu em analisar todos os municípios do Maranhão, identificando regiões homogêneas, ou seja, conjuntos de municípios com semelhanças em relação aos seguintes atributos: condições edafoclimáticas, localização, infraestrutura de transporte e grau de desenvolvimento urbano. Sobre essa etapa inicial, é importante salientar que os autores utilizaram dados secundários, os quais foram analisados através de técnicas de *cluster*, permitindo a identificação de quatro regiões homogêneas dentro do estado do Maranhão.

Com o objetivo de avaliar os determinantes do preço da terra em um mercado específico, Reydon et al. (2014) selecionaram uma única região homogênea, formada por 35 municípios localizados no sul do Maranhão. Posteriormente, através de registros públicos, foi possível obter informações sobre os imóveis rurais negociados no âmbito desta região. Assim, o trabalho de campo foi caracterizado pela aplicação de 75 questionários, através dos quais os autores obtiveram os preços dos imóveis rurais (em R\$ por hectare), bem como informações sobre as suas principais características (condições de solo, clima e relevo, além de informações sobre o sistema produtivo e a infraestrutura da propriedade). Em seguida, esses dados foram utilizados em uma análise de preços hedônicos, tendo o preço do imóvel rural como variável dependente, enquanto os atributos ou características dos imóveis rurais constituíram as variáveis explicativas do modelo. De acordo com os resultados, atributos como disponibilidade de energia elétrica, existência de benfeitorias, possibilidade de mecanização e qualidade do solo, além do sistema produtivo (comercial ou de subsistência) estão entre os principais determinantes do preço da terra, respondendo por cerca de 70% de sua variância.

Pyykkönen (2005) analisou os determinantes do preço da terra na Finlândia, entre os anos de 1995 e 2002, procurando identificar as razões para as diferenças de preços de terras entre as regiões do país. O estudo foi realizado com base em dados oficiais, obtidos através da Pesquisa Nacional de Terras do citado país, que forneceu os preços de imóveis rurais negociados no período, bem como suas respectivas coordenadas geográficas. Essas informações permitiram, ao autor, construir uma matriz de ponderação espacial, que foi empregada para controlar os efeitos de interação entre as variáveis independentes (dependência espacial). Entre as variáveis explicativas do modelo, foram consideradas algumas características das propriedades, tais como sua proximidade em relação às fontes de água, produtividade<sup>27</sup> e o período de desenvolvimento das culturas<sup>28</sup>, bem como os subsídios oferecidos através de diferentes programas de suporte à atividade agropecuária. Adicionalmente, em virtude de uma rígida legislação ambiental – que estipula a área necessária para a disposição de dejetos da atividade pecuária – verificou-se que um maior número de animais, em determinado município, eleva a demanda por terras para essa finalidade, tendo um impacto positivo sobre os preços desse fator produtivo.

De acordo com Pyykkönen (2005), muitos trabalhos empíricos procuram evidenciar os impactos, decorrentes da urbanização, sobre os preços de terras agrícolas na União Europeia. Não obstante, o autor observa que esse fenômeno não é tão intenso na Finlândia, que possui um vasto território (quando comparado ao de outros países da União Europeia), havendo uma proporção relativamente pequena de terras voltadas à atividade agropecuária. Os resultados indicaram que fatores como produtividade, clima e densidade de animais, além dos subsídios oferecidos à produção agropecuária, tiveram impactos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras no país.

Feichtinger e Salhofer (2014) avaliaram os determinantes dos preços de terras no estado da Baviera, no sudeste da Alemanha, nos anos de 2001 e de 2007. Apesar de abranger fatores como qualidade do solo, estrutura fundiária e pressão da urbanização, entre outros, o principal objetivo do estudo consistiu em estimar o impacto dos subsídios, oferecidos através dos programas de suporte à atividade agropecuária, sobre os preços de terras agrícolas na Baviera. Em especial, buscava-se testar a hipótese de que o subsídio denominado “Pagamento Único por Exploração” (*Single Farm Payment*), introduzido em 2003 através da Reforma

---

<sup>27</sup> O autor considerou a produtividade da cevada, que é uma cultura comum no país e é encontrada em quase todas as regiões da Finlândia.

<sup>28</sup> Nesse caso, o período de desenvolvimento das culturas corresponde ao número de dias com temperatura acima de 5° C.

Fischler, resultou em valorização das propriedades rurais. No modelo anterior, que vigorava desde 1992, o subsídio dependia do tipo de cultura ou da atividade pecuária, distorcendo os preços relativos dos produtos.

A reforma Fischler introduziu um novo modelo de subsídio: para que um produtor rural faça jus ao programa de suporte, basta que uma proporção da área elegível seja destinada à atividade agropecuária, sendo que o pagamento é realizado de acordo com o número de hectares utilizados. Conforme indicado por Feichtinger e Salhofer (2014), essa medida está alinhada com um dos principais objetivos da Política Agrícola Comum (*Common Agricultural Policy* – CAP) da União Europeia, que consiste em garantir a estabilidade da renda dos produtores rurais, sem interferir no mercado de produtos agropecuários. Não obstante, os autores observam que esse tipo de suporte, embora não afete as decisões relativas à produção, pode impactar os preços de terras agrícolas, beneficiando os seus proprietários. Nesse caso, os subsídios concedidos pelo governo estariam causando uma distorção contrária aos princípios da CAP.

Para inferir sobre os impactos dos diferentes programas, os autores selecionaram o ano de 2001, no qual o subsídio estava atrelado ao tipo de cultura ou produção animal, e o ano de 2007, em que os pagamentos eram realizados de acordo com a área utilizada (independentemente da atividade agropecuária), conforme estipulado pela Reforma Fischler. Os resultados indicaram que o pagamento por estabelecimento agropecuário (*Single Farm Payment*), introduzido a partir de 2003, teve um impacto positivo sobre os preços de terras agrícolas, implicando em capitalização de seus proprietários. Assim, uma redução de 1% no valor do subsídio resultaria, de acordo com as estimativas realizadas, em uma redução de 0,27% no preço do hectare da terra. No caso do subsídio anterior, a mesma redução (de 1% no valor do subsídio) implicava em um decréscimo de apenas 0,06% no preço do hectare da terra.

Em relação à grande maioria dos supra analisados trabalhos, a principal contribuição desse capítulo-artigo diz respeito ao uso de dados da FNP – que abrangem 133 microrregiões estipuladas pela própria instituição – o que permite avaliar os efeitos de transbordamento (*spillover effects*) entre e dentro dos estados. Para tanto, naturalmente, os municípios foram agregados de acordo com as microrregiões da FNP. Em seguida, foram empregadas técnicas de econometria espacial para estimar os efeitos (diretos e indiretos) das variáveis consideradas na análise. O estudo traz, portanto, uma contribuição original, indicando o impacto dos fatores subjacentes à evolução dos preços de terras para lavouras nas diferentes regiões do Brasil.



### 4.3. Referenciais analítico e metodológico

#### 4.3.1. Fundamentação teórica

Com base na exposição realizada por Hicks (1967), Reydon (1992) classifica a terra de acordo com o objetivo de sua aquisição. Assim, a terra pode ser tida como um “ativo corrente” (*running asset*), quando a sua compra é realizada com a finalidade de produção agropecuária ou de arrendamento (geração de quase-rendas). Simultaneamente, a terra pode ser classificada como um “ativo de reserva”, uma vez que cumpre com a função de reserva de valor<sup>29</sup>. Além disso, na medida em que permite a obtenção de ganho de capital com a sua revenda, a terra pode ser considerada como um “ativo de investimento”.

A classificação quanto à finalidade de aquisição é interessante, pois “permite compreender melhor a estrutura de demanda das diferentes terras nas diferentes regiões do país” (REYDON, 1992, p. 96). Como exemplo, pode-se comparar a compra de terras para lavouras em regiões desenvolvidas, caracterizadas pela proximidade em relação aos principais centros consumidores, com a compra de terras em regiões de fronteira agrícola. Nas primeiras regiões, a terra será adquirida, principalmente, tendo em vista a sua característica de ativo corrente, ou seja, de geração de quase-rendas a partir de seu uso produtivo. Na fronteira agrícola, contudo, as finalidades “reserva” e “investimento” devem se sobressair. Nesse caso, as expectativas quanto ao desenvolvimento da infraestrutura de transportes, bem como sobre a futura instalação de agroindústrias, são devidamente precificadas pelos agentes econômicos, impactando os preços de terras no momento corrente. Verifica-se, portanto, que as expectativas de ganho patrimonial devem exercer forte influência sobre os preços de terras nestas regiões.

Para evidenciar os fatores que condicionam a dinâmica do mercado de terras, Reydon (1992) toma, como ponto de partida, a seguinte expressão apresentada por Keynes (2007)<sup>30</sup>:

$$r = q - c + l \quad (1)$$

Na expressão (1), o retorno ( $r$ ) de um ativo depende de sua capacidade de geração de rendimentos líquidos (ou quase-rendas) ( $q$ ), do custo de manutenção ( $c$ ) e do prêmio de liquidez ( $l$ ). À expressão original formulada por Keynes, Reydon (1992) acrescenta o ganho patrimonial

<sup>29</sup> Conforme indicado por Reydon (1992), mesmo terras ociosas podem ser utilizadas, futuramente, para expansão da produção ou para revenda.

<sup>30</sup> Edição original de 1936.

(*a*), que incorpora um componente de expectativas dos agentes econômicos, constituindo uma importante variável para a determinação do preço da terra. Tem-se, então, a seguinte equação:

$$r = q - c + l + a \quad (2)$$

De acordo com Reydon (1992), a quase-renda (*q*) corresponde ao fluxo de renda líquida gerada pelo ativo. No caso da terra, esse fluxo depende da relação entre os preços de produtos agropecuários e os preços de seus respectivos insumos, bem como de características intrínsecas à terra e à região em que a mesma se localiza. Entre os fatores que condicionam a renda líquida da terra, destacam-se elementos climáticos como temperatura, radiação solar e precipitação pluviométrica, entre outros. Juntos, esses elementos definem não somente as épocas de plantio e de colheita, como também os produtos agrícolas cultivados em cada região. Ao mesmo tempo, características como fertilidade e declividade do solo também são importantes, estabelecendo o custo com insumos e a possibilidade de mecanização das operações, respectivamente. Por fim, não se pode perder de vista que a quase-renda (*q*) gerada pela terra depende, também, da distância da propriedade em relação aos centros consumidores, além das condições de infraestrutura de transporte.

No que diz respeito aos custos de manutenção (*c*), Reydon (1992) chama a atenção para o Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural (ITR) e para os custos referentes à legalização da propriedade rural. Através do ITR, o governo procura, em princípio, incentivar o uso produtivo da terra, uma vez que a alíquota desse imposto é definida de acordo com o grau de utilização do imóvel rural. Assim, quanto maior for o grau de utilização do imóvel rural, menor será a alíquota do ITR a ser paga. A legalização de um imóvel rural, por outro lado, envolve uma série de custos, sendo uma condição indispensável para que o produtor rural tenha acesso às políticas públicas de crédito em condições especiais e de preços mínimos, entre outras que compõem a renda líquida da terra (REYDON, 1992). Por esse motivo, embora seja uma variável de difícil mensuração, o custo relativo à titularidade da terra possui grande impacto sobre o preço deste fator produtivo. Além do ITR e do custo de legalização do imóvel rural, não se pode deixar de mencionar a Contribuição Sindical Rural (CSR), que é calculada com base no Valor da Terra Nua (VTN), sendo recolhida às entidades representativas dos produtores rurais. A rigor, a CSR também pode ser considerada como um custo de manutenção da terra. Não obstante, com a reforma trabalhista instituída em julho de 2017, tal contribuição deixou de ser compulsória.

Por muito tempo, acreditou-se que o fluxo da renda líquida, dado pela diferença entre a quase-renda e o custo de manutenção da terra, era suficiente para explicar o preço deste fator produtivo. Esperava-se que o preço da terra fosse compatível com o seu rendimento líquido, devidamente descontado pela taxa de juros real prevalente na economia. A partir da década de 1950, contudo, estudos conduzidos nos Estados Unidos revelaram que o preço da terra tendia a superar o valor presente do seu fluxo de renda. Na literatura, este fato ficou conhecido como o “paradoxo do preço da terra” (SCOFIELD, 1957). Segundo Reydon (1992), este paradoxo pode ser explicado, entre outras razões, pelo fato de que a terra é um ativo com características especiais, possuindo um elevado prêmio de liquidez (*I*). Nesse contexto, a liquidez está associada à “capacidade de venda certa da terra, no menor prazo e sem perdas” (MALASSISE; PARRÉ; FRAGA, 2015).

Entre as características que conferem à terra um elevado prêmio de liquidez, pode-se mencionar a existência de um mercado secundário, bem como a geração permanente de renda líquida. Ao contrário de bens de capital, que possuem uma vida útil definida, a terra sempre pode proporcionar benefícios, seja em função de seu uso produtivo ou em função de sua futura revenda. Além disso, é importante destacar que a terra confere, ao seu detentor, poder político e econômico. No Brasil, o acesso ao crédito rural – que em vários momentos foi subsidiado – constitui um bom exemplo de vantagem atrelada à propriedade da terra, sendo uma das razões pelas quais a quase-renda, por si só, é insuficiente para determinar o preço deste fator produtivo. Ao mesmo tempo, não se pode perder de vista que a liquidez da terra também depende do tipo de atividade conduzida e/ou de sua aptidão ao cultivo de determinadas culturas. Com base na exposição realizada até o momento, verifica-se que esse tipo de liquidez decorre das particularidades do ativo, sendo denominada de “liquidez estrutural” (REYDON, 1992; MALASSISE; PARRÉ; FRAGA, 2015).

De acordo com Malassise, Parré e Fraga (2015), o prêmio de liquidez também depende da conjuntura macroeconômica, variando de acordo com as condições de incerteza da economia. Assim, se houver uma queda no retorno de aplicações financeiras, é possível que ocorra uma “fuga” para ativos de maior segurança como terras e imóveis, entre outros. Trata-se, portanto, de uma “liquidez conjuntural”. Por fim, é interessante observar que a liquidez da terra pode estar relacionada à estrutura fundiária: em regiões caracterizadas por propriedades de menores dimensões, a exemplo do Sul do país, o preço por hectare tende a ser relativamente maior. Isso se deve, entre outros fatores, à relativa facilidade para revenda destes imóveis, implicando um maior prêmio de liquidez (*I*) (REYDON, 1992).

Por último, mas não menos importante, destaca-se a perspectiva de valorização patrimonial ( $\alpha$ ) da terra. A incorporação desta variável faz-se necessária pois, ao negociarem o preço da terra, ofertantes e demandantes consideram não somente a renda líquida corrente, mas todas as informações de que dispõem. Dessa forma, notícias sobre melhorias na infraestrutura de transporte, ou sobre a futura instalação de uma agroindústria, são precificadas e devidamente incorporadas ao preço da terra.

#### 4.3.2. Metodologia

Como o objetivo do capítulo-artigo consiste em estimar e quantificar os determinantes dos preços de terras em diferentes unidades geográficas (microrregiões) considerando o período de 2003 a 2017, o mesmo é caracterizado pelo uso de dados em painel, combinando informações em duas dimensões: dados de séries temporais e de corte transversal (*cross section*). Esses dados são caracterizados pela presença de um conjunto de observações, para diferentes indivíduos ou unidades de corte transversal, ao longo do tempo. Entre as suas principais vantagens, destaca-se a obtenção de um maior número de graus de liberdade, a redução da colinearidade entre os dados e a maior eficiência do estimador nas regressões. Adicionalmente, é importante observar que um painel de dados permite isolar efeitos específicos das unidades *cross section*, os quais não são captados pelas variáveis explicativas do modelo. Assim, esses efeitos são incorporados aos termos constantes ( $\alpha_i$ ) das unidades *cross section*.

Conforme indicado por Almeida (2012), existem duas formas de modelar os efeitos não observados: através do modelo de efeitos fixos ou do modelo de efeitos aleatórios. No caso de dados aleatórios, quando um conjunto de regiões é escolhida ao acaso, a especificação através do modelo de efeitos aleatórios pode ser a mais adequada. O mesmo não é válido para um conjunto completo (ou população) de unidades *cross section* (estados ou microrregiões), em que cada unidade representa a si mesma. Nestes casos, Almeida (2012) sugere que o modelo de efeitos fixos pode ser o mais adequado. Conforme indicado por Wooldridge (2011), o modelo de efeitos fixos é determinado a partir da expressão (3):

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta + \xi_{it} \quad (3)$$

Segundo Almeida (2012), o modelo supracitado possui algumas particularidades, destacadas através das expressões (4) a (6). De acordo com a expressão (4), os efeitos não

observados ( $\alpha_i$ ), captados pelos interceptos das unidades *cross section*, não possuem correlação com o termo de erro aleatório, ou seja:

$$E[\alpha_i, \xi_{it}] = 0 \quad (4)$$

Além disso, para que o modelo seja válido, esses efeitos não podem ser correlacionados entre si, ou seja:

$$E[\alpha_i, \alpha_j] = 0, \text{ caso } i \neq j \quad (5)$$

Por fim, a expressão (6) indica que os efeitos fixos são correlacionados com uma ou mais variáveis explicativas do modelo, ou seja:

$$E[\alpha_i, X_{it}] \neq 0 \quad (6)$$

Essa última hipótese, em particular, faz com que a aplicação do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) proporcione um estimador viesado de  $\beta$  (ver equação (3)), conforme demonstrado por Almeida (2012). Para evitar que isso ocorra, é necessário eliminar os efeitos não observados, o que pode ser realizado através de um procedimento conhecido como “transformação de efeitos fixos”. Segundo Wooldridge (2011), a primeira etapa deste procedimento consiste em calcular, para cada unidade *cross section*, a média da equação ao longo do tempo, de modo que se obtém:

$$\bar{y}_i = \alpha_i + \bar{X}_i\beta + \bar{\xi}_i \quad (7)$$

O traço acima da variável indica que o valor corresponde à sua média, calculada ao longo do tempo. Como os interceptos ( $\alpha_i$ ) são constantes, os mesmos aparecem tanto na equação (3) como na equação (7). A segunda etapa consiste em subtrair a equação (7) da equação (3), ou seja:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + \xi_{it} - \bar{\xi}_i$$

Ou

$$\check{y}_{it} = \check{X}_{it}\beta + \check{\xi}_{it} \quad (8)$$

Os dois pontos horizontais, em cima da variável, indicam a diferença entre cada observação e o seu respectivo valor médio ao longo do tempo. Ao contrário do modelo inicial, a expressão (8) não é caracterizada pela correlação entre efeitos fixos e demais variáveis explicativas do modelo, podendo ser estimada através de MQO. Não obstante, os coeficientes ( $\alpha_i$ ) “eliminados” contêm informações relevantes, representando um conjunto de características

específicas das unidades (que podem ser indivíduos, empresas ou regiões, por exemplo), as quais são invariantes no tempo, não sendo captadas pelas variáveis explicativas do modelo. Não obstante, Judge et al. (1985) demonstram que esses efeitos podem ser recuperados; para tanto, basta utilizar o coeficiente  $\hat{\beta}$  estimado através do modelo de efeitos fixos (equação 8) e substituí-lo na expressão (7), obtendo-se:

$$\alpha_i = \bar{y}_i - \bar{X}_i \hat{\beta} \quad (9)$$

Assim, sob a hipótese de ausência de correlação espacial, o modelo de efeitos fixos proporciona estimadores não viesados de  $\beta$ , possuindo a vantagem de captar efeitos (não observáveis) específicos de cada unidade *cross section*. Em estudos econométricos caracterizados pelo uso de dados *cross section*, efeitos não observados e invariantes no tempo (como condições climáticas, relevo e temperatura, entre outros fatores de primeira natureza) frequentemente são incorporados através de variáveis binárias (*dummy*). Ao se trabalhar com dados em painel, contudo, o uso de variáveis binárias para essa finalidade pode não ser adequado, gerando problemas de autocorrelação em função da repetição de tais variáveis ao longo do tempo (MALASSISE; PARRÉ; FRAGA, 2015). Não obstante, os efeitos fixos apresentados na expressão (9) controlam as variáveis de primeira natureza que são típicas de cada região e invariantes no tempo. Ao se trabalhar com dados espaciais, ademais, deve-se considerar a possibilidade de que a expressão (5) – que denota a ausência de correlação entre os efeitos fixos – não seja atendida.

Conforme indicado por Almeida (2012), dados de unidades geográficas como estados e microrregiões são caracterizados, de modo geral, pelo fenômeno de dependência espacial, que decorre de interações entre pessoas, empresas e instituições de distintas regiões. Formalmente, a dependência espacial faz com que as variáveis explicadas ( $y_i$ ) sejam determinadas não somente por uma ou mais variáveis independentes da própria região ( $X_i$ ), como também pelas variáveis dependentes das demais regiões ( $y_j$ ). Naturalmente, quanto maior for a proximidade geográfica, maior será o impacto ou influência de uma região sobre a outra.

Entre os fatores que geram a dependência espacial, Almeida (2012 apud HAINING 1990) destaca os seguintes processos: difusão; troca de bens e serviços; transferência de renda; comportamento estratégico; e espraiamento. Sob a perspectiva deste capítulo-artigo, é interessante ponderar sobre os possíveis impactos, de cada um destes processos espaciais, sobre os preços de terras para lavoura no Brasil.

No que tange ao processo de difusão, que é caracterizado pela disseminação de conhecimentos e formas de produção, é possível estabelecer um paralelo com o papel

desempenhado pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Embrapa. Ao desenvolver novas cultivares de soja, adaptadas às condições edafoclimáticas do Cerrado, a Embrapa contribuiu com o processo – observado principalmente entre as décadas de 1970 e 1980 – de expansão da fronteira agropecuária para a região Centro-Oeste do Brasil (GOLDIN; REZENDE, 1993). Sem embargo, a difusão desta tecnologia pelas entidades estaduais de Assistência Técnica e Extensão Rural – ATER, bem como por empresas privadas, atuou no sentido de elevar a renda líquida da produção agropecuária, com um impacto positivo sobre os preços de terras destas regiões.

A essa altura, é importante observar que a expansão da fronteira agropecuária é um processo multidimensional, que envolve não somente a difusão tecnológica, como também a transferência de renda e o espraiamento da população. Na região Centro-Oeste, por exemplo, estes dois últimos processos espaciais foram desempenhados, em larga medida, pelos “Sulinos”, que venderam terras em seus estados de origem e realizaram, em seguida, investimentos visando a aquisição de terras, máquinas e implementos na fronteira agrícola, para onde transferiram-se com suas famílias (ZANIN; BACHA, 2017).

Quanto ao papel desempenhado pela troca de bens e serviços, pode-se mencionar o fato de que a proximidade em relação aos portos e principais centros consumidores facultou, às propriedades rurais da região Centro-Sul, um maior potencial para a geração de quase-rendas. Conseqüentemente, os preços médios de terras para lavoura, nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, são maiores que aqueles observados nas regiões Norte e Nordeste.

Por fim, Almeida (2012 apud HAINING 1990) chama a atenção, também, para o comportamento estratégico, que pode ser caracterizado pela competição (no qual empresas ou indivíduos escolhem uma mesma área de atuação), ou pela cooperação, quando a localização das atividades segue uma lógica que visa a maximização da renda conjunta.

Além dos processos espaciais destacados por Almeida (2012 apud HAINING 1990), é importante destacar que fatores como declividade do terreno e fertilidade do solo, além de elementos climáticos como temperatura, radiação solar e precipitação pluviométrica – que possuem grande impacto sobre as quase-rendas da terra – podem fazer com que o preço deste fator produtivo seja caracterizado pela dependência espacial. Diante do que foi exposto até o momento, e considerando os diversos fatores e processos subjacentes ao fenômeno de dependência espacial, não restam dúvidas de que a análise econométrica deve ser precedida de um teste, que permita inferir sobre a existência (ou ausência) de correlação espacial entre os preços de terras para lavoura entre as microrregiões do Brasil.

Para realizar o teste de correlação espacial, em primeiro lugar, é necessário construir uma matriz de pesos espaciais ( $W$ ), que demonstra o grau de conexão entre as regiões. No capítulo-artigo 3 (seção 3.3), foram apresentados os principais tipos de matrizes de pesos espaciais, com destaque para as matrizes de contiguidade (torre, bispo e rainha), de distância inversa e de distância inversa com corte. Uma vez que a matriz de pesos espaciais ( $W$ ) foi construída, é possível utilizá-la em um teste de autocorrelação espacial conhecido como  $I$  de Moran. Conforme visto no capítulo 3 (no qual é possível consultar a estatística do teste  $I$  de Moran), a rejeição da hipótese nula constitui um indício de presença de autocorrelação dos resíduos, exigindo a adoção de medidas que permitam controlar a dependência espacial. 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 pesos espaciais ( $W$ ) e as variáveis originais (independente e dependentes), e/ou resíduos do modelo.

Quando a dependência espacial decorre da interação entre as variáveis explicadas ( $y_{it}$ ), é possível corrigi-la mediante introdução de defasagem espacial na variável dependente ( $Wy$ ), que se torna nova variável independente. Ao mesmo tempo, a dependência espacial pode estar associada ao transbordamento de variáveis explicativas (como capital e trabalho, por exemplo), o que significa que as mesmas possuem algum tipo de influência sobre as variáveis independentes de outras regiões. Nestes casos, a dependência espacial pode ser controlada mediante a incorporação de defasagem nas variáveis independentes ( $WX_{it}$ ).

Por fim, não se pode descartar a possibilidade de que os termos de erros ( $\zeta_{it}$ ), de diferentes unidades *cross section*, apresentem correlação através do espaço. Isso acontece quando efeitos não considerados (ou não mensuráveis) afetam não somente a variável dependente da própria região, como também as variáveis dependentes de outras regiões. Um exemplo desse efeito, apresentado por Almeida (2012), diz respeito à incidência de uma praga sobre a produção agrícola de determinada região. Apesar de seus efeitos sobre a produção ( $y_{it}$ ), esse tipo de evento não integra as variáveis explicativas (como terra, trabalho e capital) do modelo, de maneira que o seu impacto é incorporado ao termo de erro. Nesse contexto, se a disseminação da praga afetar a produção agrícola das regiões vizinhas, haverá uma interação entre os termos de erros de diferentes unidades *cross section*, resultando em dependência espacial desses erros. Para controlar este efeito, recomenda-se a introdução de uma defasagem do termo de erro.

De posse destas informações, é possível estabelecer um modelo geral, que leve em conta todas as formas de dependência espacial:



$$y_{it} = \alpha_i + \rho W y_{it} + X_{it} \beta + W X_{it} \tau + \gamma_t + \xi_{it} \quad (10)$$

$$\xi_{it} = \lambda W \zeta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

Na expressão (10), o coeficiente  $\alpha_i$  corresponde ao efeito não observado (fixo ou aleatório) de cada unidade *cross section*, enquanto o coeficiente  $\gamma_t$  constitui o efeito temporal, incorporado através de variáveis binárias (*dummies*) anuais. No caso do modelo de efeitos aleatórios espaciais generalizados (GSPRE), o efeito não observado ( $\alpha_i$ ) pode ser descrito através da seguinte expressão:

$$\alpha_i = \varphi W \vartheta_i + \mu_i \quad (12)$$

A partir do modelo geral, dado pelas expressões (10), (11) e (12), a imposição de restrições sobre os parâmetros de defasagem espacial leva à obtenção de modelos específicos, conforme indicado na Tabela 1:

Tabela 1 – Tipos de modelos espaciais

Modelos	Parâmetros			
	$\rho$	$\tau$	$\lambda$	$\varphi$
Autorregressivo espacial (SAR)	$\neq 0$	0	0	0
Defasagem com erro autorregressivo (SAC)	$\neq 0$	0	$\neq 0$	0
Durbin espacial (SDM)	$\neq 0$	$\neq 0$	0	0
Erro autorregressivo espacial (SEM)	0	0	$\neq 0$	0
Efeitos aleatórios espaciais generalizados (GSPRE)	0	0	$\neq 0$	$\neq 0$

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

Apesar de indicar a existência (ou ausência) de autocorrelação espacial, o teste *I* de Moran não fornece subsídios à escolha do modelo. Nesse sentido, Almeida (2012) sugere que o procedimento mais adequado consiste em estimar todos os modelos supracitados, selecionando aquele que, além de não apresentar autocorrelação espacial nos resíduos, possuir o menor Critério de Informação de Akaike (AIC).

Após estimar os coeficientes ( $\beta_k$ ) associados às variáveis independentes, bem como aqueles relativos às variáveis independentes com defasagem espacial ( $\tau_k$ ), é necessário calcular o impacto dessas variáveis sobre o preço da terra agrícola. A depender do modelo, é possível que os coeficientes  $\beta_k$  e  $\tau_k$  não correspondam ao efetivo impacto (ou efeito marginal) sobre a variável dependente. Com a exceção dos modelos SEM e GSPRE, nos quais não são considerados os efeitos de transbordamento das variáveis – e que, portanto, não possuem efeitos

indiretos – a interpretação dos demais modelos não é direta, exigindo cálculos que levem em conta os efeitos de transbordamento das variáveis (dependente e/ou independentes). Conforme destacado por Vega e Elhorst (2013), isso ocorre em função da dependência espacial, bem como da possibilidade de retroalimentação das variáveis de diferentes regiões. A Tabela 2 contém as fórmulas referentes aos efeitos diretos e indiretos, de acordo com o modelo espacial:

Tabela 2 – Efeitos diretos e indiretos, de acordo com o modelo espacial

Modelo	Efeito Direto	Efeito Indireto
MQO / SEM / GSPRE	$\beta_k$	0
SAR / SAC	Elementos diagonais de $(I_n - \rho W)^{-1} I_n \beta_k$	Elementos não diagonais de $(I_n - \rho W)^{-1} I_n \beta_k$
SDM	Elementos diagonais de $(I_n - \rho W)^{-1} [I_n \beta_k + W \tau_k]$	Elementos não diagonais de $(I_n - \rho W)^{-1} [I_n \beta_k + W \tau_k]$

Fonte: adaptado de Vega e Elhorst (2013).

Nota:  $I_n$  corresponde à matriz identidade de ordem  $n$ , sendo que  $n$  é o número de unidades *cross section* (125 unidades, no caso deste capítulo-artigo);  $I_n \beta_k$  constitui o produto da matriz identidade de ordem  $n$  por cada um dos coeficientes ( $\beta_k$ ) associados às variáveis explicativas do modelo; e  $W \tau_k$  é o produto da matriz de pesos espaciais por cada um dos coeficientes associados às variáveis explicativas defasadas ( $\tau_k$ ).

No caso dos modelos SAR, SAC e SDM, o efeito direto de cada variável será dado pela soma dos elementos diagonais das matrizes (que resultam das operações) indicadas na Tabela 2. O efeito indireto, em contrapartida, poderá ser calculado pela soma dos elementos não diagonais de tais matrizes.

#### 4.3.3. Modelo econométrico a ser estimado

A Informa *Economics* – FNP realiza o levantamento dos preços de terras, segundo categorias, em 133 microrregiões definidas pela própria instituição (Figura 1 do capítulo-artigo 1). Neste capítulo-artigo, serão considerados os preços de terras para lavouras, registrados com periodicidade anual de 2002 a 2017, de 125 microrregiões brasileiras<sup>31</sup>. Os critérios utilizados para a escolha do tipo de terra, bem como aqueles que dizem respeito à exclusão de algumas microrregiões, podem ser consultados no capítulo-artigo 1.

<sup>31</sup> Em virtude da adoção de uma variável com defasagem temporal (valorização patrimonial), a análise econométrica se restringiu ao período de 2003 a 2017.

O preço da terra para lavoura refere-se ao Valor da Terra Nua (*VTN*) por hectare, desconsiderando os valores de benfeitorias, bem como de investimentos visando à implantação de culturas permanentes ou aquisição de semoventes. No modelo empírico deste artigo, o Valor da Terra Nua por hectare para lavoura corresponde à variável dependente ou a ser explicada. Com base no trabalho de Reydon (1992), foram selecionadas *proxies* para a quase-renda e para a valorização patrimonial, bem como um conjunto de variáveis representativas do prêmio de liquidez.

Como *proxy* para a quase-renda, que corresponde ao rendimento líquido da terra, recorreu-se ao valor bruto da produção agrícola (*VBP*), que é divulgado pelo IBGE. Nesse caso, naturalmente, espera-se que a variável *VBP* tenha um efeito direto positivo sobre os preços de terras agrícolas. No que tange aos efeitos de transbordamento (*spillover effects*), a depender das características das terras e do tipo de relação entre as microrregiões, estes podem ser tanto positivos como negativos. Como exemplo de efeito indireto negativo, pode-se mencionar o aumento de preço de um produto agrícola que, em função de alguma especificidade ou restrição, seja cultivado em apenas uma microrregião. Nesse caso, o aumento do preço da terra agrícola na microrregião em que a cultura é conduzida pode ocorrer em detrimento dos preços de terras de outras microrregiões, que se tornam comparativamente menos atrativas aos olhos de possíveis compradores. Se as microrregiões vizinhas tiverem, contudo, terras aptas ao cultivo da cultura em apreço, é provável que a elevação da renda – na referida microrregião – resulte em um efeito de transbordamento (*spillover effect*) positivo.

A Valorização Patrimonial (*VP*) é calculada pela diferença entre o *VTN* do período corrente e o *VTN* do período anterior. No primeiro período, portanto, considerou-se a diferença entre o *VTN* de 2003 e o *VTN* de 2002 ( $VTN_{2003} - VTN_{2002}$ ). Conseqüentemente, a inclusão da Valorização Patrimonial (*VP*), entre as variáveis explicativas do modelo, implicou alteração do período inicial da análise, que passou de 2002 para 2003. A partir do referencial analítico deste capítulo-artigo, espera-se que a variável *VP* apresente efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre o preço do hectare de terra nua para lavoura. No caso dos efeitos de transbordamento (*spillover effects*), contudo, a valorização da terra agrícola em determinada microrregião pode, eventualmente, resultar em especulação e aumento de preços em detrimento de terras agrícolas de outras microrregiões. Conseqüentemente, essas últimas microrregiões passam a ter parte de sua demanda deslocada para aquela microrregião com maior potencial de valorização do preço da terra agrícola. Assim, é possível que a variável *VP* tenha um efeito de transbordamento (*spillover effect*) negativo sobre o preço da terra agrícola. Por outro lado, não se pode descartar a possibilidade de que a variável *VP* tenha, para outras

microrregiões, um efeito indireto positivo. Fundamentalmente, isso ocorre quando a valorização das terras agrícolas, em determinada microrregião, induz uma busca por terras com características semelhantes nas microrregiões vizinhas, desde que ambas possuam as mesmas condições edafoclimáticas.

Com o objetivo de evidenciar a influência da liquidez no mercado de terras, foram selecionadas as seguintes variáveis: volume de crédito rural (*Cred*); densidade demográfica (*Den*); rebanho bovino (*Gado*); percentual de área colhida com soja (*Soja*); percentual de área colhida com milho 2ª safra (*Milho*); e percentual de área colhida com cana-de-açúcar (*Cana*). Com efeito, as variáveis supracitadas podem conferir importantes vantagens comparativas às terras para lavouras, garantindo-lhes um prêmio de liquidez. No caso da soja e do milho 2ª safra, por exemplo, essa característica está associada à própria liquidez das culturas, cuja demanda se propaga com grande intensidade por todo o território nacional, especialmente em função de seu uso como insumo para alimentação animal (tanto no mercado interno como no externo).

No caso da cana-de-açúcar, o crescimento da área colhida pode indicar a presença e/ou o aumento da demanda por parte das unidades de beneficiamento (usinas de açúcar e destilarias de álcool, principalmente), tornando as terras agrícolas próximas relativamente atrativas e conferindo-lhes, por conseguinte, um prêmio de liquidez. No caso do rebanho de bovinos e da densidade demográfica, por outro lado, a liquidez da terra decorre da maior ocupação territorial, resultando em um deslocamento (para cima e para a direita) da curva de demanda por terras. Ademais, a política de crédito rural eventualmente garante, aos proprietários de terras, financiamentos com taxas de juros inferiores àquelas que vigoram no livre mercado. Isto faz com que um aumento no volume de crédito rural proporcione, de modo semelhante, um prêmio de liquidez sobre o preço da terra para lavoura, conforme sugerido por Malassise, Parré e Fraga (2015).

O volume anual de crédito rural (*Cred*), concedido em cada município, foi obtido através de consultas aos Anuários Estatísticos do Crédito Rural, divulgados até o ano de 2012. A partir do ano de 2013, os dados de crédito rural foram consultados através da Matriz de Dados do Crédito Rural, disponibilizada no site do Banco Central do Brasil – BCB. A densidade demográfica (*Den*) foi calculada com base nas informações de área e de população estimada para cada município, conforme dados divulgados pelo IBGE. Como o crescimento da densidade demográfica está associado aos fenômenos de urbanização e de competição pelo espaço, espera-se que o coeficiente associado a essa variável tenha um sinal positivo sobre o preço do hectare de terra para lavoura. Não obstante, o crescimento da população pode ter repercussões indiretas negativas, atraindo recursos (capital e mão de obra) de regiões vizinhas, com a consequente

redução nos preços de suas terras agrícolas. Eventualmente, os fatores supracitados podem justificar a presença de um efeito indireto negativo para a densidade demográfica.

O efetivo do rebanho bovino (*Gado*), em âmbito municipal, foi consultado através do Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA, sendo que os dados foram agregados de acordo com as microrregiões da FNP. A depender do sistema produtivo (extensivo ou semi-intensivo), o crescimento do contingente de bovinos pode implicar grande ocupação territorial, influenciando não somente os preços de pastagens, como também de terras destinadas à produção agrícola. Por esse motivo, em geral, espera-se que a variável *Gado* tenha um efeito direto positivo sobre o preço da terra. Quanto aos efeitos indiretos, deve-se considerar que o crescimento do rebanho bovino, em determinada microrregião, é acompanhado de um aumento na demanda por insumos como milho e farelo de soja, podendo gerar um efeito de transbordamento (*spillover effect*) positivo sobre os preços de terras para lavouras de microrregiões vizinhas. Além disso, o efeito de ocupação territorial (e conseqüente pressão sobre os preços de terras para lavouras) não se restringe às fronteiras da microrregião em que o mesmo ocorre, podendo ter repercussões sobre o preço de cada hectare de terra nua das microrregiões vizinhas.

As áreas colhidas com soja (*Soja*), milho 2ª safra (*Milho*) e cana-de-açúcar (*Cana*), também foram consultadas através do Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA. Posteriormente, os dados municipais (referentes ao período de 2003 a 2017) foram agregados de acordo com as microrregiões da FNP. Como se sabe, em anos recentes houve grande crescimento na demanda por soja, especialmente para a alimentação de animais. Esse movimento atua no sentido de ampliar as distâncias dentro das quais a produção de soja apresenta tanto viabilidade econômica quanto vantagem em relação a outras atividades agropecuárias. Por esse motivo, espera-se que as áreas ocupadas com a oleaginosa, bem como aquelas que possuem aptidão à sua produção, tenham maior potencial de valorização.

A incorporação da área colhida com milho 2ª safra, entre as variáveis explicativas do modelo, justifica-se não somente pela liquidez da terra plantada com milharal, como também pela possibilidade de produzir mais de uma cultura na mesma área, agregando valor ao sistema produtivo. Sendo assim, as terras aptas ao cultivo de milho 2ª safra devem ter um maior prêmio de liquidez, possuindo maior potencial de valorização que outras, onde as condições edafoclimáticas não são favoráveis a esse tipo de exploração (como em certas regiões do semiárido nordestino, por exemplo).

Em função dos benefícios atrelados à sojicultura e ao cultivo de milho 2ª safra, as terras agrícolas que possuem aptidão a essas culturas tornam-se comparativamente mais atrativas,

atravessando um processo de aumento por sua demanda em detrimento de outras terras, que não possuem as mesmas características. Caso as terras de microrregiões vizinhas não tenham aptidão a essas culturas, pode haver redução na sua demanda, com conseqüente impacto negativo sobre os preços de suas terras agrícolas. Existem, portanto, duas ideias implícitas nessa argumentação. Em primeiro lugar, está implícita a ideia de que existe dependência espacial, havendo correlação entre as variáveis independentes de diferentes microrregiões. Em segundo lugar, deve-se considerar o fato de que os preços de terras agrícolas são relativos, sendo determinados em função do potencial para a geração de renda, bem como de outras características de terras agrícolas das regiões vizinhas. Eventualmente, os fatores supracitados podem resultar em efeitos de transbordamento (*spillover effects*) negativos para as áreas colhidas com soja (Soja) e com milho 2ª safra (Milho).

Por fim, observa-se que o cultivo de cana-de-açúcar também pode ter algum tipo de influência sobre o mercado de terras. Nesse caso, os custos logísticos impõem uma distância máxima, geralmente em torno de 80 km, entre as áreas de produção agrícola e as usinas de açúcar e de etanol (WWF BRASIL, 2008). Essa restrição faz com que haja uma competição das usinas por propriedades situadas dentro desse raio de produção, gerando uma tendência de valorização do preço da terra agrícola. Sendo assim, espera-se que o crescimento da área cultivada com cana-de-açúcar tenha um efeito direto positivo sobre o preço desse fator produtivo.

No que tange aos efeitos de transbordamento (*spillover effects*) da variável *Cana*, deve-se ponderar sobre o fato de que a proximidade em relação às empresas do setor sucroenergético garante, às terras agrícolas, uma importante vantagem comparativa. Fora do raio de atuação das usinas, contudo, as terras agrícolas tornam-se comparativamente pouco atrativas, pois não estão sujeitas às demandas de arrendamento e/ou compra por parte das usinas, e o cultivo de cana-de-açúcar não apresenta viabilidade econômica. Esse aspecto, que reflete claramente um mercado imperfeito (com restrições à produção agropecuária), constitui uma justificativa para a eventual existência de efeitos indiretos negativos e estatisticamente significativos associados à área colhida com cana-de-açúcar (*Cana*).

Conforme visto na fundamentação teórica (seção 4.3.1), os custos de manutenção (*c*) compõem a equação de determinação do preço da terra agrícola. Não obstante, a ausência de *proxies* para esse tipo de variável, em nível de microrregiões, impediu a sua adoção entre as variáveis explicativas consideradas neste capítulo-artigo.

Além das variáveis de segunda natureza supracitadas, as condições edafoclimáticas das microrregiões possuem grande influência sobre o preço da terra nua para lavoura,

constituindo variáveis de primeira natureza indicadas na literatura da Nova Geografia Econômica (NGE). No modelo econométrico empregado neste capítulo-artigo (estimado para todo o país e para suas regiões), as condições edafoclimáticas são controladas não somente por meio do modelo de efeitos fixos (no qual os interceptos captam efeitos invariantes no tempo), como também mediante introdução de uma variável específica para a precipitação pluviométrica anual (em milímetros por ano). Os dados de precipitação pluviométrica são disponibilizados pela *Goddard Earth Sciences Data and Information Services Center* (GES DISC), da *National Aeronautics and Space Administration* (NASA), agência do governo dos Estados Unidos que os obtêm através de sensoriamento remoto desde o ano de 2000. Na plataforma da NASA, denominada Giovanni<sup>32</sup>, é possível consultar as séries temporais de precipitação acumulada mensal, segundo coordenadas geográficas (latitude e longitude), para toda a América do Sul. Assim, foram consultadas as séries mensais de precipitação referentes aos centroides (centros geométricos) das 125 microrregiões consideradas neste capítulo artigo. A partir destas informações, calculou-se a precipitação acumulada anual de cada uma das microrregiões entre os anos de 2003 e 2017. Em função de sua influência sobre a produção agrícola, espera-se que a precipitação pluviométrica tenha um efeito direto positivo sobre o preço do hectare de terra nua para lavoura.

As informações das 125 microrregiões foram obtidas mediante agregação de dados municipais, não havendo restrições ou problemas decorrentes de divisões de municípios. Em suas publicações, a FNP apresenta todos os municípios pertencentes a cada microrregião. A partir desses dados e com o uso de um Sistema de Informação Geográfica (SIG), as áreas dos municípios foram agregadas segundo microrregiões, o que permitiu identificar as coordenadas geográficas dos seus centroides, bem como as distâncias entre eles. Em seguida, a partir dos códigos municipais do IBGE, as variáveis supracitadas foram extraídas e agregadas de acordo com cada uma das 125 microrregiões selecionadas para a análise. As únicas exceções (variáveis que não foram obtidas mediante agregação de dados municipais) corresponderam ao Valor da Terra Nua (*VTN*) – divulgado em nível de microrregião pela FNP – e à precipitação pluviométrica, que foi consultada de acordo com as coordenadas geográficas (latitude e longitude), conforme mencionado acima. Os dados utilizados encontram-se em CD-ROM anexo à tese. Por fim, cumpre observar que as variáveis relativas a valores monetários, quais sejam o valor da terra nua (*VTN*), o valor bruto da produção agrícola (*VBP*), a valorização

---

<sup>32</sup> As séries de precipitação pluviométrica podem ser consultadas, mediante cadastro prévio de login e senha, através do seguinte endereço: <https://giovanni.gsfc.nasa.gov/giovanni/>.

patrimonial (*VP*) e o volume de crédito rural (*Cred*) foram indexados pelo IGP-DI, sendo inflacionados com base no ano de 2017.

Considerando as variáveis supracitadas, bem como os coeficientes de dependência espacial (indicados nas expressões 10 e 11) o modelo empírico pode ser representado pela seguinte expressão:

$$VTN_{it} = \alpha_i + \rho WVTN_{it} + \beta_1 VBP_{it} + \beta_2 VP_{it} + \beta_3 Cred_{it} + \beta_4 Den_{it} + \beta_5 Prec_{it} + \beta_6 Gado_{it} + \beta_7 Soja_{it} + \beta_8 Milho_{it} + \beta_9 Cana_{it} + \tau_1 WVBP_{it} + \tau_2 WVP_{it} + \tau_3 WCred_{it} + \tau_4 WDen_{it} + \tau_5 WPrec_{it} + \tau_6 WGado_{it} + \tau_7 WSoja_{it} + \tau_8 WMilho_{it} + \tau_9 WCana_{it} + \gamma_t + \xi_{it} \quad (13)$$

Na equação (13), o subscrito *i* é utilizado para identificar as microrregiões brasileiras, enquanto o subscrito *t* corresponde ao ano observado. A seguir, encontra-se a descrição das variáveis utilizadas no modelo empírico:

Tabela 3 – Descrição das variáveis utilizadas no estudo

Variável	Descrição	Efeito direto	Efeito indireto	Fonte
<i>VTN</i>	Valor da Terra Nua, em R\$/ha.			FNP
<i>VBP</i>	Valor Bruto da Produção Agrícola, em R\$ (mil)/Km <sup>2</sup> .	+	+/-	IBGE/IBGE
<i>VP</i>	Valorização Patrimonial, dada pela variação anual do preço da terra ( $VTN_{it} - VTN_{it-1}$ ), considerando a diferença dos valores absolutos.	+	+/-	FNP
<i>Cred</i>	Volume de crédito rural, em R\$/Km <sup>2</sup>	+	+/-	BCB/IBGE
<i>Den</i>	Densidade demográfica, expressa em habitantes/Km <sup>2</sup> .	+	+/-	IBGE/IBGE
<i>Prec</i>	Precipitação pluviométrica, em mm/ano.	+		NASA
<i>Gado</i>	Rebanho bovino, em cabeças/Km <sup>2</sup> .	+	+	IBGE/IBGE
<i>Soja</i>	Percentual de área colhida com soja.	+	+/-	IBGE/IBGE
<i>Milho</i>	Percentual de área colhida com milho 2ª safra.	+	+/-	IBGE/IBGE
<i>Cana</i>	Percentual de área colhida com cana-de-açúcar.	+	+/-	IBGE/IBGE

Fonte: elaboração própria.

Após estimar os coeficientes associados às variáveis independentes ( $\beta_k$ ), bem como aqueles referentes às variáveis independentes defasadas ( $\tau_k$ ), tais coeficientes são utilizados para calcular os efeitos direto e indireto das variáveis, conforme indicado na Tabela 2. Os efeitos totais, por outro lado, correspondem à soma dos efeitos direto e indireto de cada variável. Além do modelo geral (equação 13), empregado para o conjunto de microrregiões da FNP, estimou-



se um segundo modelo, no qual foram introduzidas variáveis binárias (*dummies*) de interação com as grandes regiões do Brasil. Sobre a divisão territorial do país, optou-se por não seguir a divisão oficial, dando-se um tratamento diferenciado à região conhecida como MATOPIBA, que foi segregada das regiões Norte e Nordeste somente para fins de análise.

O MATOPIBA corresponde a uma região do bioma Cerrado, abrangendo grande parte do Maranhão, o estado de Tocantins, o oeste do Piauí e o noroeste da Bahia. Conforme indicado por Bacha, Harbs e Stege (2018), a produção agropecuária do MATOPIBA atravessou um processo de transformação, pautada principalmente pela conversão de pastagens – anteriormente utilizadas pela pecuária extensiva – em grandes áreas destinadas à produção de *commodities* agrícolas. Esta transformação foi favorecida por aspectos como clima favorável ao cultivo de grãos e relevo pouco acidentado, adequado à mecanização, o que permitiu à produção agrícola da região crescer de forma expressiva. A produção média anual de soja nesta região, por exemplo, passou de 1,56 milhão de toneladas no quinquênio de 1996-2000 para 8,20 milhões de toneladas no quinquênio de 2011-2015. Ademais, o escoamento da produção desta região foi facilitado pela pavimentação de estradas e a construção de ferrovias, além de uma série de investimentos em infraestrutura portuária que a beneficiou (PEREIRA; CASTRO; PORCIONATO, 2018). Mesmo com restrições em relação à ocupação e uso do solo, decorrentes de áreas legalmente atribuídas para fins diversos – como preservação do meio ambiente e manutenção de reservas indígenas, entre outros – o MATOPIBA ainda conta com uma área utilizável (para fins de produção agropecuária, urbanização e instalação de infraestrutura) de 57,5 milhões de hectares (FONSECA; MIRANDA, 2014).

As características supracitadas conferem, ao MATOPIBA, uma dinâmica diferenciada, justificando a sua separação das demais regiões do Norte e do Nordeste brasileiro. Com a introdução de *dummies* regionais, multiplicadas pelas variáveis explicativas da expressão (13), foi possível identificar os fatores determinantes para a evolução do preço da terra agrícola nas seguintes regiões: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte (sem MATOPIBA), Nordeste (sem MATOPIBA) e MATOPIBA. Cumpre observar que tais variáveis binárias (ou *dummies*) foram estipuladas de acordo com a delimitação geográfica das microrregiões. Tomando como exemplo a variável *dummy* referente à região Sul, o procedimento para a sua obtenção consistiu em atribuir a unidade (um) para todas as microrregiões inseridas no Sul e zero para as demais. O mesmo procedimento foi adotado para as demais regiões. Quando comparado ao procedimento de fazer uma regressão específica para cada região, o uso de variáveis binárias de interação (*dummies* multiplicativas) possui a vantagem de evidenciar a influência (direta e indireta) das variáveis explicativas em âmbito regional, conservando um maior número de graus

de liberdade em função do tamanho do painel (com observações de 125 unidades *cross section* ao longo de 15 anos). Além disso, o procedimento econométrico empregado neste capítulo-artigo possui a vantagem de considerar os efeitos de transbordamento (*spillover effects*) entre as regiões, algo que não seria possível em um modelo com regressões específicas para cada uma das referidas regiões. Por fim, cumpre observar que as estimativas dos efeitos (totais, diretos e indiretos) de ambos os modelos foram feitas com o uso do software econométrico Stata (versão 15).

Os resultados dos modelos econométricos indicam o sinal e a significância estatística dos coeficientes associados aos efeitos diretos, indiretos e totais. Não obstante, como as estimativas da equação (13) (para todo o Brasil e suas regiões) são lineares, tais resultados não evidenciam a importância relativa das variáveis sobre o preço de cada hectare de terra para lavoura. Em modelos do tipo log-linear (nos quais são utilizados os logaritmos naturais das variáveis dependente e independentes), essa importância ou elasticidade pode ser obtida de forma direta, sendo determinada pelos próprios coeficientes. Contudo, a consideração da variável *VP* (valorização patrimonial) – que pode ser negativa em caso de desvalorização de um ano para outro – inviabilizou o uso de modelos econométricos do tipo log-linear. Apesar dessa restrição, os coeficientes de elasticidade ( $\varepsilon$ ) são calculados em uma etapa subsequente, através da seguinte expressão apresentada por Gujarati (2000):

$$\varepsilon = \text{Coe}f_{x_k} \left( \frac{\bar{x}_k}{\overline{VTN}} \right) \quad (14)$$

Em que:

$\text{Coe}f_{x_k}$  = coeficiente associado ao efeito (direto, indireto ou total) da variável  $x_k$ ;

$\bar{x}_k$  = média da variável  $x_k$ ;

$\overline{VTN}$  = média do valor da terra nua, em R\$/ha.

## 4.4. Resultados

### 4.4.1. Escolha da matriz de pesos espaciais e do modelo espacial

Para incorporar a dependência espacial a um modelo econométrico, a primeira etapa consiste em construir uma matriz de pesos espaciais, conforme indicado na parte de metodologia deste capítulo-artigo. Contudo, levando-se em conta a diversidade de matrizes, que abrangem critérios de contiguidade, distância inversa, e até mesmo limites de distância para

a atribuição de pesos espaciais, deve-se recorrer a um critério ou método que permita a escolha da matriz de ponderação mais indicada para a análise.

Segundo Anselin (1995), embora o procedimento ideal consista em estipular uma matriz que capte todo o fenômeno de dependência através do espaço, isso é algo que dificilmente ocorre na prática. Além disso, a escolha de uma matriz inadequada pode ser uma fonte de má especificação do modelo, produzindo estimativas inconsistentes. Nesse último caso, mesmo após a aplicação dos operadores de defasagem, os resíduos do modelo continuam sendo caracterizados pela dependência espacial. Diante desses problemas, o procedimento indicado para a escolha da matriz de pesos espaciais envolve a realização de testes *I* de Moran, considerando os resíduos do modelo clássico de regressão linear, e utilizando um conjunto de matrizes de pesos espaciais (*W*). Posteriormente, deve-se selecionar a matriz associada ao maior valor do teste *I* de Moran, e que seja estatisticamente significativa.

Para esse estudo, em particular, optou-se pela aplicação das matrizes de distância inversa, rainha (*queen*), e distância inversa com cortes de 600 km, 800 km e 1.000 km (Tabela 4)<sup>33</sup>. Conforme visto no capítulo-artigo 3 (seção 3.3.2), as distâncias supracitadas correspondem às bandas ou limites dentro dos quais o critério de distância geográfica é considerado. Além desses limites, considera-se que as microrregiões não possuem vizinhança, atribuindo-se o valor zero aos pesos espaciais correspondentes. Ainda no que tange às matrizes de distância inversa, o corte mínimo de 600 quilômetros foi estipulado pelo fato de que uma distância inferior teria, como consequência, a formação de muitas ilhas (microrregiões isoladas), ocultando as relações de dependência espacial e inviabilizando, em alguns casos, as estimativas de efeitos diretos e indiretos.

Tanto na estimativa do modelo para todo o Brasil como para suas regiões, quando foram empregadas variáveis binárias de interação com as regiões, os resultados indicam que todas as matrizes são estatisticamente significativas, não sendo possível rejeitar a hipótese de dependência espacial nos resíduos do modelo. Ademais, observa-se que a matriz rainha (*queen*) é aquela que “captura” a maior autocorrelação espacial, sendo a mais indicada para as operações de defasagem e controle do fenômeno em estudo.

---

<sup>33</sup> No caso da matriz de contiguidade, considerou-se que qualquer tipo de fronteira (nas bordas e/ou nos vértices) seria tido como um indicativo de vizinhança, atribuindo-se a unidade ao respectivo peso da matriz de ponderação espacial. Assim, optou-se pelo uso da matriz *queen* ou rainha, que considera ambos os tipos de contiguidade. No que tange às matrizes de distância inversa com cortes, é importante observar que estas oferecem uma delimitação precisa para regiões que, em função de sua distância relativa, são tidas como vizinhas. Ademais, estas matrizes possuem a vantagem de uso do critério de distância inversa na definição do peso espacial. Optou-se, portanto pela escolha de matrizes de distância inversa (com cortes) em detrimento de outros tipos, a exemplo das matrizes de “vizinhos mais próximos”.

Tabela 4 – Teste *I* de Moran visando a escolha da matriz de pesos espaciais

Matriz de pesos espaciais	Brasil		Regiões	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Distância inversa	0,1878	0,0000	0,1642	0,0000
<b>Queen</b>	<b>0,2892</b>	<b>0,0000</b>	<b>0,1742</b>	<b>0,0000</b>
Distância inversa com corte de 600 Km	0,2402	0,0000	0,1718	0,0000
Distância inversa com corte de 800 Km	0,2223	0,0000	0,1660	0,0000
Distância inversa com corte de 1.000 Km	0,2164	0,0000	0,1664	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Uma vez que a matriz de pesos espaciais foi selecionada, deve-se definir qual será o modelo de econometria espacial a ser empregado para controlar a autocorrelação espacial nos resíduos. Seguindo o procedimento indicado por Almeida (2012), foram estimados os modelos apresentados na Tabela 1, em três diferentes cenários: com efeitos não observados aleatórios; com efeitos não observados fixos; e sob a hipótese de efeitos fixos e controle temporal.

Na Tabela 5, é possível consultar o Critério de Informação de Akaike (AIC) registrado para cada modelo espacial e em cada um dos cenários referentes ao modelo para todo o Brasil. O modelo SAC, em particular, somente pode ser estimado com as opções de efeitos fixos. No caso do modelo GSPRE, ao contrário, a opção de efeitos aleatórios é a única disponível. Os resultados permitem observar que o modelo SDM com efeitos fixos e controle temporal é aquele que possui o menor critério de informação, sendo o mais indicado para o controle da autocorrelação espacial nos resíduos.

Tabela 5 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando a escolha do modelo para todo o Brasil

Modelo espacial	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos Controle temporal
SAR	35296,82	34575,34	34450,69
SAC	-	34539,08	34439,88
<b>SDM</b>	<b>35204,43</b>	<b>34406,90</b>	<b>34314,09</b>
SEM	35444,99	34771,79	34501,98
GSPRE	35472,81	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Na estimativa da equação (13) para as regiões, em que foram realizadas estimativas segundo grandes regiões do Brasil, os resultados também indicaram que o modelo SDM, com efeitos fixos e controle temporal, é o mais adequado para controlar os efeitos de dependência espacial. Entre as opções disponíveis, o modelo supracitado foi aquele que apresentou o menor critério de informação, conforme indicado na Tabela 6.

Tabela 6 – Critério de Informação de Akaike (AIC) visando a escolha do modelo regional

Modelo espacial	Efeitos aleatórios	Efeitos fixos	Efeitos fixos Controle temporal
SAR	35169,16	34373,58	34253,64
SAC	-	34361,28	34250,90
<b>SDM</b>	<b>34917,49</b>	<b>34038,86</b>	<b>33941,43</b>
SEM	35297,46	34519,14	34284,56
GSPRE	35296,88	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados apresentados nas Tabelas 5 e 6 permitem inferir que, em ambas as estimativas da equação (13) (para todo o Brasil e para suas regiões), o fenômeno de dependência espacial decorre não somente de interação entre as variáveis explicadas ( $y_{it}$ ), como também do efeito de transbordamento (*spillover effect*) das variáveis explicativas.

#### 4.4.2. Análise econométrica dos determinantes dos preços de terras para lavouras

A estratégia adotada nesse artigo permitiu a realização de uma decomposição, de maneira que foram mensurados não somente os efeitos diretos, dentro de uma mesma região, como também os efeitos de transbordamento (*spillover effects*) das variáveis explicativas. A Tabela 7 contém os efeitos diretos, indiretos e totais estimados para o modelo geral, que abrange a quase totalidade do território brasileiro (125 das 133 microrregiões pesquisadas pela FNP). Na seção de Anexos (Tabela 2), é possível consultar os coeficientes estimados a partir da equação (13), os quais podem ser empregados para o cálculo dos efeitos supracitados. De um modo geral, o valor bruto da produção agrícola – que constitui uma *proxy* para as quase-rendas da terra – apresentou efeito total positivo, embora estatisticamente não significativo. Esse resultado constitui um indício de que outras variáveis, de caráter especulativo, podem ter grande influência sobre o preço da terra agrícola em âmbito nacional. Posteriormente, através do modelo regional (no qual serão incluídas *dummies* de interação com grandes regiões), será possível inferir sobre o impacto da variável VBP em cada uma das grandes regiões selecionadas para a análise.

Tabela 7 – Resultados da estimação no Brasil

Variável	Parâmetro	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
VBP	Coef.	8,3376	-5,1956	3,1420
	EP	8,0341	14,0959	16,6821
	$\epsilon$	0,0404	-0,0252	0,0152
VP	Coef.	0,4665***	-0,1001	0,3664***
	EP	0,0316	0,0883	0,0848
	$\epsilon$	0,0223	-0,0048	0,0175
Cred	Coef.	0,0612***	0,0633***	0,1245***
	EP	0,0146	0,0239	0,0243
	$\epsilon$	0,1572	0,1625	0,3197
Den	Coef.	36,4948	333,6489***	370,1437***
	EP	36,4637	90,4303	89,3449
	$\epsilon$	0,1588	1,4521	1,6109
Prec	Coef.	0,7504*	0,0404	0,7908
	EP	0,4133	0,6224	0,6012
	$\epsilon$	0,0899	0,0048	0,0948
Gado	Coef.	66,2874	128,1563*	194,4438***
	EP	50,5412	76,4817	69,0954
	$\epsilon$	0,2148	0,4153	0,6302
Soja	Coef.	44002,81**	25474,39	69477,2***
	EP	17003,83	31942,28	24400,33
	$\epsilon$	0,1682	0,0974	0,2656
Milho	Coef.	4979,61	5046,22	10025,82
	EP	9386,00	21483,63	18411,93
	$\epsilon$	0,0065	0,0066	0,0132
Cana	Coef.	29061,95***	20508,75	49570,70**
	EP	9971,73	23530,61	23580,54
	$\epsilon$	0,0902	0,0637	0,1539
$\rho$	Coef.		0,2342***	
	EP		0,0536	
Wald			1803,67***	
Jarque-Bera			1742,13***	
White			1833,62***	
Durbin-Watson			0,0070	
Log Likelihood			-17141,05	
R <sup>2</sup> within			0,7060	
R <sup>2</sup> between			0,3990	
R <sup>2</sup> overall			0,3846	
Nº de observações			1875	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ ; EP = Erro padrão;  $\epsilon$  = coeficiente de elasticidade. 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 e à autocorrelação.

No que tange à valorização patrimonial, os resultados indicaram que esta variável possui efeitos diretos, dentro da própria região, não tendo significativa influência sobre o preço da terra agrícola em regiões vizinhas. No caso do crédito rural, por outro lado, observou-se que a variável possui tanto efeitos diretos como indiretos (de transbordamento), que são positivos e estatisticamente significantes. Um resultado interessante diz respeito à densidade demográfica: de um modo geral, o crescimento da população tem um impacto positivo sobre os preços de terras agrícolas das regiões vizinhas, embora o impacto dentro da própria região seja estatisticamente insignificante. Trata-se de um efeito de transbordamento que permaneceria ignorado, não fosse pela estratégia de decomposição adotada nesse artigo.

No caso da precipitação pluviométrica, os resultados indicaram que a variável possui um efeito direto positivo, de acordo com o esperado, e estatisticamente significativa a 10%. Quanto ao efetivo de rebanho bovino, observou-se que a variável possui um efeito total positivo e estatisticamente significativa. Conforme visto, essa influência sobre o mercado de terras ocorre, em grande medida, em função do tipo de exploração, que se enquadra principalmente nas categorias de pecuária extensiva ou semi-intensiva, ocupando uma porção considerável do território nacional. Em virtude desse tipo de exploração, o crescimento do contingente de bovinos tende a gerar uma “pressão” altista sobre os preços de terras agrícolas.

Conforme esperado, as áreas colhidas com soja e com cana-de-açúcar tiveram efeitos diretos positivos e estatisticamente significantes sobre os preços de terras agrícolas. Chama-se a atenção, também, para o fato de que o modelo geral (para todo o Brasil) não tenha captado efeitos de transbordamento dessas variáveis. No caso da área colhida com milho 2ª safra, observou-se que a variável foi estatisticamente não significativa. Isso não implica, contudo, que a variável não tenha uma influência relevante sobre o mercado de terras em uma ou mais regiões do Brasil, como se verá à frente.

Quanto às elasticidades, a Tabela 7 permite observar que as variáveis que possuem maior impacto sobre o preço da terra são a densidade demográfica, seguida do efetivo do rebanho bovino, do crédito rural, da área colhida com soja e da área colhida com cana de açúcar. Apesar de possuir, principalmente, uma influência indireta (de transbordamento), a densidade demográfica possui grande impacto sobre o preço de cada hectare de terra para lavoura. Na Tabela 7, observa-se que o coeficiente de elasticidade da densidade demográfica é de 1,61, o que significa que um aumento de 1%, desta variável, resulta em um aumento médio de 1,61% no preço do hectare de terra para lavoura no Brasil.

Os resultados supracitados indicam os fatores que, de um modo geral, influenciam o comportamento dos preços de terras agrícolas no Brasil. Restam, no entanto, dúvidas quanto a

possíveis alterações de impactos desses determinantes sobre os preços de terras em diferentes regiões do país. Em função de sua grande dimensão territorial, bem como da diversidade de atividades agropecuárias, condições socioeconômicas, condições edafoclimáticas, entre outras características, é provável que variáveis possam apresentar coeficientes estatisticamente significativos em uma região em particular, mas não em outras. Para identificar os impactos dos determinantes dos preços de terras em diferentes regiões do país, recorreu-se ao uso de um segundo modelo espacial, no qual foram inseridas *dummies* de interação com variáveis explicativas das grandes regiões, quais sejam: Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Nordeste (sem MATOPIBA), Norte (sem MATOPIBA) e MATOPIBA. Conforme indicado anteriormente, a separação do MATOPIBA justifica-se pela evolução diferenciada da atividade agropecuária nesta região, tida como a nova fronteira agrícola durante o período em apreço. Os resultados das estimativas são apresentados, segundo grandes regiões, na Tabela 8<sup>34</sup>.

---

<sup>34</sup> Os resultados dos coeficientes originais, que dão origem aos efeitos (diretos, indiretos e totais), podem ser consultados na Tabela 3 da seção de Anexos.



Tabela 8 – Resultados da estimação nas Grandes Regiões (continua)

Variável	Parâmetro	Sul			Sudeste		
		Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
VBP	Coef.	23,6924**	-31,2700**	-7,5776	-12,9179	-50,5311**	-63,449***
	ε	0,1148	-0,1515	-0,0367	-0,0626	-0,2449	-0,3075
VP	Coef.	0,4272***	0,0045	0,4317***	0,5262***	0,2233	0,7495***
	ε	0,0204	0,0002	0,0206	0,0251	0,0107	0,0358
Cred	Coef.	0,0388***	0,0054	0,0442	0,0535**	0,0544	0,1079***
	ε	0,0996	0,0139	0,1135	0,1374	0,1397	0,2770
Den	Coef.	232,8929	525,9582*	758,8511***	18,9548	406,0552***	425,0101***
	ε	1,0136	2,2890	3,3026	0,0825	1,7672	1,8497
Prec	Coef.	2,5275**	0,1268	2,6542***	-0,6219	-0,6645	-1,2864
	ε	0,3029	0,0152	0,3180	-0,0745	-0,0796	-0,1541
Gado	Coef.	355,6185***	-100,0584	255,5601	28,4168	366,6197**	395,0364***
	ε	1,1525	-0,3243	0,8282	0,0921	1,1881	1,2802
Soja	Coef.	76369,34***	13073,67	89443,01***	82659,04***	-57182,20	25476,84
	ε	0,2920	0,0500	0,3420	0,3160	-0,2186	0,0974
Milho	Coef.	-7584,40	149687,2***	142102,8***	-792,50	-12813,13	-13605,63
	ε	-0,0100	0,1969	0,1869	-0,0010	-0,0169	-0,0179
Cana	Coef.	63906,21**	-154100,30*	-90194,07	38742,37***	64057,92*	102800,30***
	ε	0,1984	-0,4783	-0,2799	0,1203	0,1988	0,3191
	ρ	0,1442***					
	Wald	8,4e+06***					
	Jarque-Bera	134,2768***					
	White	1742,6373***					
	Durbin-Watson	0,0037					
	Log Likelihood	-16892,72					
	R <sup>2</sup> within	0,7653					
	R <sup>2</sup> between	0,4969					
	R <sup>2</sup> overall	0,4563					
	Nº de observações	1875					

Tabela 8 – Resultados da estimação nas Grandes Regiões (continuação)

Variável	Parâmetro	Centro-Oeste			Nordeste (sem Matopiba)		
		Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
VBP	Coef.	20,5653*	-41,7281	-21,1628	12,1631	94,9967***	107,1598***
	ε	0,0997	-0,2022	-0,1025	0,0589	0,4603	0,5193
VP	Coef.	0,4097***	-0,3139	0,0958	0,5527***	0,1373	0,6900***
	ε	0,0195	-0,015	0,0046	0,0264	0,0066	0,0329
Cred	Coef.	0,1363	0,3431***	0,4795***	0,0243	-0,0147	0,0097
	ε	0,3500	0,8809	1,2311	0,0624	-0,0377	0,0249
Den	Coef.	345,6455	-882,6529*	-537,0074	44,9698*	236,4918***	281,4616***
	ε	1,5043	-3,8414	-2,3371	0,1957	1,0292	1,2249
Prec	Coef.	0,4875	0,7075	1,1950*	0,4270	-0,4510	-0,0240
	ε	0,0584	0,0848	0,1432	0,0512	-0,0540	-0,0029
Gado	Coef.	13,4967	-80,0458	-66,5491	-39,1659	130,4636	91,2978
	ε	0,0437	-0,2594	-0,2157	-0,1269	0,4228	0,2959
Soja	Coef.	-23686,73	26602,37	2915,64	-226763,40	-3211009,00*	-3437772,00**
	ε	-0,0906	0,1017	0,0111	-0,8670	-12,2765	-13,1435
Milho	Coef.	16158,98	42298,43	58457,41*	19028,12**	-5416,91	13611,21
	ε	0,0213	0,0556	0,0769	0,0250	-0,0071	0,0179
Cana	Coef.	-4522,07	-231758,30***	-236280,40***	-7300,26	11234,77	3934,51
	ε	-0,0140	-0,7193	-0,7334	-0,0227	0,0349	0,0122
	ρ	0,1442***					
	Wald	8,4e+06***					
	Jarque-Bera	134,2768***					
	White	1742,6373***					
	Durbin-Watson	0,0037					
	Log Likelihood	-16892,72					
	R <sup>2</sup> within	0,7653					
	R <sup>2</sup> between	0,4969					
	R <sup>2</sup> overall	0,4563					
	Nº de observações	1875					

Tabela 8 – Resultados da estimação nas Grandes Regiões (conclusão)

Variável	Parâmetro	Norte (sem Matopiba)			Matopiba		
		Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total	Efeito Direto	Efeito Indireto	Efeito Total
VBP	Coef.	-21,3673	-48,4395	-69,8068	-23,6648	-47,5013	-71,1661
	ε	-0,1035	-0,2347	-0,3383	-0,1147	-0,2302	-0,3448
VP	Coef.	0,3777***	0,0605	0,4382***	0,5791***	-0,0834	0,4958**
	ε	0,0180	0,0029	0,0209	0,0276	-0,0040	0,0237
Cred	Coef.	-0,0284	-0,6272***	-0,6556***	0,3184***	0,0981	0,4165***
	ε	-0,0729	-1,6104	-1,6833	0,8175	0,2519	1,0694
Den	Coef.	-335,8290	876,1449***	540,3159	1015,1040***	-677,0170	338,0869
	ε	-1,4615	3,8130	2,3515	4,4178	-2,9464	1,4714
Prec	Coef.	0,6833	0,6759	1,3592	0,4352	1,6817***	2,1169***
	ε	0,0819	0,0810	0,1629	0,0521	0,2015	0,2537
Gado	Coef.	276,8244***	-181,9374*	94,887	-102,5512	-138,2794	-240,8306
	ε	0,8971	-0,5896	0,3075	-0,3323	-0,4481	-0,7805
Soja	Coef.	-12691,71	5193,21	-7498,51	58452,92***	-29109,52	29343,41
	ε	-0,0485	0,0199	-0,0287	0,2235	-0,1113	0,1122
Milho	Coef.	104897,60	-355052,00	-250154,40	299260,60***	31519,23	330779,80***
	ε	0,1380	-0,4670	-0,3290	0,3936	0,0415	0,4351
Cana	Coef.	983297,20	2033715,00	3017012,00	391852,90	818549,80	1210403,00
	ε	3,0520	6,3123	9,3644	1,2163	2,5407	3,7569
	ρ	0,1442***					
	Wald	8,4e+06***					
	Jarque-Bera	134,2768***					
	White	1742,6373***					
	Durbin-Watson	0,0037					
	Log Likelihood	-16892,72					
	R <sup>2</sup> within	0,7653					
	R <sup>2</sup> between	0,4969					
	R <sup>2</sup> overall	0,4563					
	Nº de observações	1875					

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* p < 0,01; \*\* p < 0,05; \* p < 0,10; ε = coeficiente de elasticidade. 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 e à autocorrelação.

O valor bruto da produção agrícola, que constitui uma variável explicativa tradicionalmente empregada nos modelos de determinação do preço da terra, teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significantes nas regiões Sul e Centro-Oeste. Na região Nordeste, por outro lado, o valor bruto da produção agropecuária teve um efeito indireto positivo e estatisticamente significativo sobre os preços de terras agrícolas. Entre as possíveis explicações para esse efeito de transbordamento (*spillover effect*), deve-se considerar a possibilidade de convergência entre os preços de terras agrícolas. De acordo com essa hipótese, os preços de terras que possuem potencial para a produção, mas que ainda são pouco produtivas, tendem a crescer de forma mais rápida, convergindo para os preços praticados nas microrregiões de maior produtividade.

Os resultados também indicaram que o valor bruto da produção agrícola teve efeitos de transbordamento (*spillover effects*, efeitos indiretos) negativos e estatisticamente significativos nas regiões Sul e Sudeste. Esses efeitos podem indicar especificidades locais que conferem importantes vantagens comparativas, resultando em um impacto negativo sobre os preços de terras que não possuem a mesma aptidão (ou vantagem) em microrregiões vizinhas. Isso acontece, por exemplo, quando o preço de determinado produto agrícola aumenta, elevando a renda agropecuária e aquecendo a demanda por terras aptas a essa cultura. Em microrregiões vizinhas, que eventualmente não possuem aptidão a esse tipo de cultivo, o que se observará será o efeito contrário, ou seja, uma redução na demanda por suas terras agrícolas. Esses resultados demonstram as relações de competição e de interdependência através do espaço geográfico.

Observou-se que a valorização patrimonial teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significantes, mesmo a 1%, em todas as regiões analisadas. Mas os efeitos indiretos desta variável não foram estatisticamente significativos. Além disso, chama-se a atenção para o fato de que a valorização patrimonial teve pequeno impacto sobre o preço do hectare da terra para lavoura, uma vez que a elasticidade total ficou compreendida em um intervalo de 0,0046 (para a região Centro-Oeste) a 0,0358 (para a região Sudeste).

No que diz respeito ao volume de crédito rural, observou-se que esta variável teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras agrícolas nas regiões Sul e Sudeste, que absorveram a maior parte desses recursos. Esse resultado está de acordo com as expectativas do modelo; em função de sua baixa participação na contratação de crédito rural, já era esperado que essa variável não tivesse um efeito positivo e significativo nas regiões Nordeste e Norte (excluídas as partes do MATOPIBA). No caso da região Centro-Oeste, a decomposição dos efeitos permite observar que o impacto do crédito rural ocorre,

principalmente, através de transbordamento (spillover effect) para as regiões vizinhas. Um olhar mais atento sobre a literatura revela que, a depender da localidade, os produtores rurais do Centro-Oeste fazem maior uso de instrumentos privados de financiamento (troca de insumos pela futura entrega da produção) (FERRO; CASTRO, 2013). Assim, é possível que o preço da terra para lavoura tenha crescido, em maior medida, nas regiões que possuem maior dependência em relação a esse tipo de financiamento, cujo efeito (direto) não é captado através do modelo econométrico.

Um resultado interessante diz respeito ao impacto direto do crédito rural no preço da terra agrícola no MATOPIBA, que foi positivo e estatisticamente significativo, justificando a separação desta região nesse capítulo. Em função de sua dinâmica particular, caracterizada pela exploração em grande escala de culturas como soja, milho e algodão, a região MATOPIBA apresenta grande dependência de recursos visando o custeio da produção, bem como de investimentos para a aquisição de máquinas, equipamentos e implantação de infraestrutura, o que justifica o efeito positivo do crédito sobre o preço da terra agrícola desta região durante o período abrangido pela pesquisa. Conforme indicado na Tabela 8, o coeficiente de elasticidade associado à variável crédito rural, no MATOPIBA, é de aproximadamente 1,07, o que significa que um aumento de 1% no volume de crédito rural implica um aumento de 1,07% no preço médio do hectare de terra para lavoura no MATOPIBA. Na região Sudeste, em contrapartida, o impacto do crédito rural sobre o preço da terra para lavoura é significativamente menor (o coeficiente de elasticidade, considerando o efeito total, é de 0,277).

Nas regiões Sul, Sudeste, Nordeste e Norte (essas duas últimas sem o MATOPIBA), a densidade demográfica teve um efeito de transbordamento positivo e estatisticamente significativo, o que demonstra que o crescimento da população e o desenvolvimento das cidades, em determinadas regiões, podem ter grande impacto sobre os preços de terras agrícolas das regiões vizinhas. Com a expansão dos núcleos urbanos, surgem oportunidades de negócios que envolvem a conversão de terras, anteriormente utilizadas para a produção agropecuária, em loteamentos e condomínios para fins de moradia e lazer. Entre os exemplos dessa dinâmica nas regiões Sudeste e Nordeste, destacam-se os efeitos decorrentes da instalação de uma montadora em Piracicaba/SP, bem como a valorização de terras cultivadas com cana-de-açúcar nas regiões do Litoral Cearense, do Leste Potiguar e da Zona da Mata Alagoana, cuja recente valorização não esteve atrelada aos ganhos produtivos, mas sim à especulação imobiliária tendo em vista a instalação de condomínios e loteamentos, bem como de áreas para recreação e lazer (FNP, 2012, 2015).

No caso da região Centro-Oeste, a densidade demográfica teve um efeito indireto negativo e estatisticamente significativo a 10% sobre o preço da terra agrícola. A depender do tipo de relação que se estabelece entre as microrregiões, o aumento da densidade demográfica e a urbanização podem ter efeitos negativos sobre a vizinhança, atraindo mão de obra e recursos financeiros que, de outro modo, permaneceriam em suas microrregiões de origem. Com efeito, esse resultado pode estar vinculado a uma das principais reclamações do setor agropecuário no Centro-Oeste, que diz respeito à falta de mão de obra qualificada, bem como à dificuldade em retê-la na produção agropecuária (FAMATO, 2013). Nesse sentido, o impacto negativo estaria associado à saída de trabalhadores especializados, notadamente daqueles que têm domínio sobre novas tecnologias, em busca de melhores oportunidades em microrregiões vizinhas. A Tabela 8 também permite observar que a densidade demográfica teve um efeito direto positivo e estatisticamente significativo (a 1%) sobre o preço da terra agrícola no MATOPIBA. Entre os exemplos desse processo, destaca-se o crescimento – com seus reflexos em termos de crescimento da população e urbanização – da cidade de Palmas, capital do estado de Tocantins, que foi associado ao aumento dos preços de terras agrícolas na microrregião (FNP, 2008). Avaliando o coeficiente de elasticidade associado ao efeito total, os resultados da Tabela 8 indicam que um aumento de 1% na densidade demográfica, na região MATOPIBA, tem como consequência um aumento de aproximadamente 1,47% no preço do hectare da terra para lavoura.

A precipitação pluviométrica teve efeitos diretos positivos sobre o preço do hectare de terra para lavoura em quase todas as regiões (exceto no Sudeste). Não obstante, o efeito direto foi estatisticamente significativo (a 5%) somente na região Sul. Nesta última região (Sul), a elasticidade associada ao efeito direto da variável precipitação sobre o preço do hectare de terra para lavoura foi de aproximadamente 0,30, indicando que um aumento de 1% da precipitação, em milímetros por ano, implica um aumento médio de 0,30% no preço do hectare de terra para lavoura.

Embora não seja uma variável usualmente incluída em modelos de preços de terras, a evolução do rebanho bovino pode implicar em maior ou menor uso do espaço territorial, tendo efeitos sobre os preços de terras para lavouras, especialmente quando se leva em conta o tipo de sistema (extensivo ou semi-intensivo) adotado na maior parte do Brasil. Os resultados mostrados na Tabela 8 indicam que o rebanho bovino teve um efeito direto positivo sobre os preços de terras para lavouras nas regiões Sul e Norte. Na região Sudeste, por outro lado, o rebanho bovino teve um efeito de transbordamento positivo e estatisticamente significativo a 5%.

Na região Sul, o impacto positivo do rebanho bovino sobre o preço da terra para lavoura está associado ao sistema produtivo adotado no Sudoeste Paranaense e em Santa Catarina – regiões em que houve maior crescimento no contingente de bovinos – caracterizado pela exploração da pecuária leiteira em pequenos estabelecimentos (JOCHIMS; DORIGON; PORTES, 2016). Em função de suas características, o desenvolvimento desta atividade é acompanhado de significativa ocupação do solo, pressionando os preços de terras agrícolas de suas respectivas regiões. Na região Norte, o desenvolvimento da atividade pecuária (especialmente da pecuária de corte em sistema extensivo) constitui um dos principais fatores subjacentes à ocupação do solo, pressionando não somente os preços de terras para pastagens, como também os preços de terras para lavouras e de terras incultas (CASTRO, 2013). No caso da região Sudeste, é possível que o efeito de transbordamento (efeito indireto) da pecuária sobre o preço de terra para lavoura decorra da dependência da atividade pecuária em relação a insumos como milho e farelo de soja, de maneira que o crescimento do efetivo de bovinos, ao ampliar a demanda por grãos, pode ter um impacto positivo sobre a produção agrícola das regiões vizinhas.

Levando em conta a crescente demanda por soja, tanto no mercado interno como para exportação, a área colhida com essa cultura foi incorporada, como variável explicativa, em um recente trabalho sobre os determinantes dos preços de terras no estado do Paraná (MALASSISE; PARRÉ; FRAGA, 2015). Seguindo a linha de raciocínio delineada por Malassise, Parré e Fraga (2015), a grande demanda por soja confere um prêmio de liquidez, atuando no sentido de valorizar não somente as terras ocupadas com a cultura, como também terras agrícolas que se encontram na mesma região, possuindo aptidão para a produção da oleaginosa. De acordo com as estimativas realizadas neste capítulo-artigo, a área colhida com soja teve um impacto direto positivo e estatisticamente significativo nos preços de terras para lavoura nas regiões Sul, Sudeste e MATOPIBA, o que demonstra a grande influência desta cultura sobre a evolução dos preços de terras agrícolas nessas regiões. Considerando somente os efeitos diretos, os resultados da Tabela 8 evidenciam que o percentual de área colhida com soja possui valores de elasticidade próximos nas regiões Sul e Sudeste, de 0,29 e de 0,32, respectivamente. Na região MATOPIBA, por outro lado, a elasticidade associada ao efeito direto da área plantada com soja sobre o preço do hectare de terra para lavoura é de aproximadamente 0,22.

Na região Nordeste, a produção de soja se restringe aos estados do Maranhão, Piauí e Bahia, sendo realizada nas áreas de cerrado do MATOPIBA. Excluindo o MATOPIBA, no entanto, obtém-se uma região na qual a produção de soja é praticamente inexistente, o que

explica o fato de que a área ocupada com a cultura da soja não tenha um efeito direto estatisticamente significativo sobre o preço da terra agrícola no Nordeste (sem MATOPIBA). Um resultado interessante, no entanto, diz respeito ao efeito de transbordamento, negativo e estatisticamente significativo a 10%, sobre o preço de terras agrícolas em microrregiões vizinhas desta região. Esse resultado pode ser explicado, fundamentalmente, pelo incremento na área cultivada com soja em microrregiões inseridas no MATOPIBA. Naturalmente, a aptidão ao cultivo de soja constitui uma importante vantagem comparativa, elevando a demanda por terras agrícolas em detrimento de microrregiões vizinhas (inseridas no Nordeste sem MATOPIBA), que não possuem condições edafoclimáticas favoráveis à sojicultura. Assim, as terras dessas últimas microrregiões tornam-se relativamente pouco atrativas, o que se traduz na sua menor demanda e conseqüente queda dos preços.

Conquanto a área ocupada com soja tenha sido considerada em alguns trabalhos sobre o mercado de terras, pouca atenção tem sido reservada à área cultivada com o milho 2ª safra. Durante o período abrangido por este capítulo-artigo (de 2003 a 2017), contudo, a produção de milho 2ª safra cresceu consideravelmente, passando a responder, desde a safra 2011/2012, pela maior parte da oferta nacional de milho. Ademais, a possibilidade de produção de mais de uma cultura na mesma área, durante o mesmo ano-safra, constitui um importante diferencial competitivo, agregando valor à atividade agropecuária e valorizando, por conseguinte, os preços de terras aptas a esse tipo de exploração.

No que tange à área colhida com milho 2ª safra, os resultados indicaram que esta variável teve um efeito direto positivo nos preços de terras para lavoura nas regiões Nordeste e no MATOPIBA. Até o ano de 2003, a produção de milho 2ª safra na região Nordeste era inexpressiva. Desde então, e apesar das restrições climáticas que existem em boa parte desta região, a área cultivada com milho 2ª safra cresceu consideravelmente, concentrando-se principalmente nas mesorregiões Centro-Norte, Nordeste e Vale São-Franciscano da Bahia, assim como em algumas microrregiões de Sergipe (ALVES et al., 2018a). No caso de Sergipe, quase toda a produção de milho depende do regime de chuvas, uma vez que muitos produtores carecem de recursos para a realização de investimentos em irrigação. Além disso, em função das secas recorrentes, até mesmo os produtores de médio e grande portes, mais capitalizados, podem se deparar com problemas de abastecimento de água. No aspecto positivo, Coêlho e Ximenes (2016) observam que a produção de milho de Sergipe é amparada por uma assistência técnica eficiente, bem como por investimentos em infraestrutura, sendo considerada uma atividade rentável. Os fatores supracitados contribuem para que o cultivo de milho 2ª safra tenha



uma produtividade relativamente elevada, não obstante as adversidades climáticas enfrentadas pelos produtores da Bahia e de Sergipe.

Na região Sul, por outro lado, observou-se que o percentual de área colhida com milho 2ª safra teve um efeito de transbordamento positivo. Nesse caso, é provável que as microrregiões próximas aos principais centros de produção – onde houve crescimento da área colhida com milho de 2003 a 2017 – também tenham condições edafoclimáticas favoráveis a esta cultura<sup>35</sup>. Assim, a possibilidade de produção de mais de uma cultura no mesmo ano-safra, evidenciada nas microrregiões vizinhas, pode ter atuado no sentido de elevar a demanda por terras para lavouras, implicando um efeito de transbordamento (*spillover effect*) positivo e estatisticamente significativo.

Por fim, apesar da crise vivenciada pelo setor sucroenergético em vários momentos do período de 2003 a 2017, os resultados do estudo indicam que a área cultivada com cana-de-açúcar teve um efeito direto positivo sobre os preços de terras agrícolas nas regiões Sul e Sudeste. Entre as possíveis explicações para esse resultado, a mais provável diz respeito à queda de produtividade da lavoura canavieira a partir da safra 2009/2010. A partir desse período, quando o setor sucroenergético enfrenta momentos de baixa rentabilidade, fatores como a falta de recursos para renovação de canaviais, bem como a ocorrência de eventos climáticos adversos, reduziram significativamente a produtividade da cultura. Não obstante, como os investimentos industriais já haviam sido realizados, o setor continuava dependendo de terras para a oferta de cana-de-açúcar. Desse modo, é possível que a queda de produtividade agrícola tenha atuado no sentido de manter aquecida a demanda por terras para a produção de cana-de-açúcar.

Na região Sul, a elasticidade associada ao efeito direto da variável “Cana” sobre os preços de terras para lavoura é de aproximadamente 0,20, indicando que um aumento de 1% no percentual de área colhida com cana-de-açúcar tem, como resultado, um aumento de 0,20% no preço do hectare de terra para lavoura dentro da própria microrregião. Na região Sudeste, onde a área colhida com cana-de-açúcar possui tanto efeitos diretos como indiretos positivos e estatisticamente significativos, a elasticidade total é de 0,32.

Na região Sudeste, é provável que expressiva parte das microrregiões esteja dentro do raio de atuação das usinas, possuindo condições edafoclimáticas favoráveis ao cultivo de cana-de-açúcar. Como as terras próximas são elegíveis ao cultivo, o crescimento da área colhida com

---

<sup>35</sup> Entre os anos de 2003 e 2017, na região Sul, o crescimento da área colhida com milho 2ª safra ocorreu principalmente nas microrregiões de Cascavel, Umuarama, Campo Mourão e Londrina.

cana-de-açúcar possui efeitos de transbordamento (*spillover effects*) positivos, ainda que estatisticamente significantes apenas a 10%.

Os resultados da Tabela 8 também permitem observar que a área colhida com cana-de-açúcar, no Centro-Oeste, apresentou um efeito de transbordamento (*spillover effect*) negativo e estatisticamente significativo a 1%. O mesmo tipo de efeito foi observado para a região Sul, conquanto o coeficiente associado à variável “Cana”, nesse último caso, tenha sido estatisticamente significativo apenas a 10%. Em geral, esses resultados indicam que o crescimento da área colhida com cana-de-açúcar, em determinadas microrregiões do Centro-Oeste e do Sul do Brasil, esteve associado à redução na demanda (e nos preços) de terras agrícolas de microrregiões vizinhas. Nesse caso, conforme salientado anteriormente, os coeficientes evidenciam as relações espaciais de competição e de interdependência. Em função do limite de distância entre as unidades industriais e as lavouras de cana-de-açúcar, as terras de microrregiões que são vizinhas, mas estão fora do raio de atuação das empresas, perdem atratividade aos olhos de possíveis compradores.

#### **4.5. Considerações finais**

O objetivo desse capítulo consistiu em estimar e quantificar os determinantes dos preços de terras para lavouras, no Brasil e em suas grandes regiões, considerando dados agrupados nas microrregiões definidas pela Informa *Economics* – FNP entre os anos de 2003 e 2017. Especificamente, analisou-se a relação entre o preço de cada hectare da terra nua para lavouras e as seguintes variáveis: valor bruto da produção agropecuária, valorização patrimonial, crédito rural, densidade demográfica, precipitação pluviométrica, rebanho bovino e áreas cultivadas com as culturas de soja, milho 2<sup>a</sup> safra e cana-de-açúcar. As estimativas foram realizadas através de modelos econométricos espaciais, permitindo o controle do efeito de correlação espacial entre os preços de terras, bem como a obtenção de estimativas referentes aos efeitos indiretos (*spillover effects*) das variáveis consideradas no estudo sobre os preços de terras de microrregiões vizinhas.

As estimativas para o Brasil (como um todo) revelaram que a maioria das variáveis explicativas, com a exceção do valor bruto da produção agropecuária e da área cultivada com o milho 2<sup>a</sup> safra, apresentaram coeficientes estatisticamente significativos, indicando que as variáveis supracitadas possuem algum tipo de efeito sobre o preço da terra. Dentre as referidas variáveis, a densidade demográfica foi aquela que apresentou o maior impacto sobre o preço de cada hectare de terra para lavoura. Além disso, ao se considerar somente o efeito total da estimação para o Brasil, observa-se que a densidade demográfica é a única variável

relativamente elástica (com o coeficiente de elasticidade maior que a unidade) sobre o preço da terra para lavoura. Não obstante, como o Brasil possui um território de grandes dimensões, deve-se considerar a possibilidade de que variáveis relevantes na determinação do preço da terra para lavoura em uma região não o sejam em outras. Para identificar os determinantes dos preços de terras em âmbito regional, recorreu-se a um segundo modelo, no qual foram introduzidas *dummies* de interação com variáveis explicativas das grandes regiões. Tendo em vista que a região conhecida como MATOPIBA é a nova grande fronteira agrícola, optou-se por não seguir a divisão geográfica convencional, separando essa última região e analisando os seus coeficientes de forma separada dos coeficientes das redefinidas regiões Nordeste e Norte

Em primeiro lugar, observou-se que o valor bruto da produção agrícola teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras para lavouras nas regiões Sul e Centro-Oeste, o que demonstra a importância das quase-rendas na determinação dos preços de terras para lavouras destas regiões. Adicionalmente, constatou-se que os fatores especulativos também têm alguma influência sobre o preço de cada hectare de terra para lavoura, uma vez que a valorização patrimonial teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos em todas as regiões analisadas. Não obstante, as estimativas dos coeficientes de elasticidade revelaram que a valorização patrimonial teve, de modo geral, pequeno impacto total (inferior a 0,04%) sobre o preço do hectare de terra nua para lavoura.

Os resultados do modelo regional indicaram que a expansão da produção de grãos esteve associada ao aumento dos preços de terras para lavouras em áreas de fronteira agrícola, favorecendo o processo de convergência do preço da terra entre as grandes regiões do Brasil. Observou-se, por exemplo, que as áreas colhidas com soja e com milho 2ª safra tiveram efeitos diretos, positivos e estatisticamente significativos, sobre os preços de terras para lavouras no MATOPIBA. Ademais, é possível que a expansão da área colhida com soja tenha contribuído para a convergência constatada no capítulo anterior, reduzindo as diferenças entre os preços de terras dentro de regiões tradicionais (com produção agropecuária consolidada), a exemplo das regiões Sul e Sudeste. No caso do milho 2ª safra, de modo semelhante, a variável teve influência positiva sobre os preços de terras para lavouras na região Nordeste (sem o MATOPIBA).

Além da área cultivada com grãos (soja e milho 2ª safra), outras variáveis também tiveram influência sobre os preços de terras para lavouras no período de 2003 a 2017. Foi o caso da área colhida com cana-de-açúcar, que teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras nas regiões Sul e Sudeste. Adicionalmente, a decomposição entre efeitos diretos e indiretos teve o condão de revelar relações espaciais de competição que, de outro modo, permaneceriam ignoradas. Isso ocorreu, por exemplo, nas

regiões Sul e Centro-Oeste, nas quais o percentual de área colhida com cana-de-açúcar teve efeitos de transbordamento (*spillover effects*) negativos e estatisticamente significativos sobre preços de terras para lavouras de microrregiões vizinhas. Nestas regiões, portanto, é possível que a expansão do cultivo de cana-de-açúcar tenha exercido uma influência negativa sobre os preços de terras para lavouras de microrregiões vizinhas, que não possuem aptidão à cultura e/ou infraestrutura e, portanto, não estão inseridas dentro do raio de atuação das usinas.

No que tange à atividade pecuária bovina, constatou-se que, a depender do sistema produtivo (extensivo ou semi-intensivo), o crescimento do contingente de bovinos pode exercer considerável pressão sobre os preços de terras para lavouras. No período de 2003 a 2017, com efeito, o aumento do contingente de bovinos teve efeitos diretos positivos sobre os preços de terras para lavouras nas regiões Sul e Norte (sem MATOPIBA), bem como efeitos de transbordamento (*spillover effects*), também positivos e estatisticamente significativos, sobre os preços de terras para lavouras na região Sudeste.

Os resultados do modelo regional também indicaram que o crédito rural teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras para lavouras nas regiões Sul, Sudeste e MATOPIBA. No que tange à densidade demográfica, observou-se que essa variável teve um impacto direto positivo sobre o preço da terra para lavoura na região Nordeste (sem MATOPIBA) e no MATOPIBA, bem como efeitos de transbordamento (*spillover effects*) positivos e estatisticamente significativos nas regiões Sul, Sudeste, Nordeste (sem MATOPIBA) e Norte (sem MATOPIBA).

Como variável de primeira natureza, a precipitação pluviométrica revelou-se importante para o controle parcial das condições edafoclimáticas, apresentando um efeito direto positivo e estatisticamente significativo (a 10%) no modelo para todo o Brasil. No modelo regional, de modo semelhante, a variável precipitação pluviométrica teve efeitos diretos positivos em quase todas as regiões (exceto no Sudeste), embora o coeficiente (relativo ao efeito direto) tenha sido estatisticamente significativo somente na região Sul. Ademais, cumpre observar que a variável precipitação apresentou efeitos totais, positivos e estatisticamente significativos, na região Centro-Oeste e no MATOPIBA.

Por fim, as estimativas de elasticidade permitiram identificar, em cada região, as variáveis que tiveram maior influência sobre o preço de cada hectare de terra para lavoura no período de 2003 a 2017. Considerando somente os efeitos totais da região Sul, por exemplo, observou-se que a densidade demográfica teve maior impacto sobre o preço da terra para lavoura, sendo seguida pela área colhida com soja, pela precipitação pluviométrica e pela área colhida com milho 2ª safra. Além disso, o efetivo do rebanho bovino e a área colhida com cana-

de-açúcar também foram relevantes, ainda que seus efeitos tenham sido predominantemente diretos (ou locais). Na região Sudeste, assim como no Sul, os resultados indicaram que a densidade demográfica teve maior impacto total sobre o preço da terra para lavoura. Após a densidade demográfica e considerando somente os efeitos totais, observou-se que o rebanho bovino, a área colhida com cana-de-açúcar e o crédito rural apresentaram os maiores coeficientes de elasticidade, nessa ordem de importância. Analogamente, observou-se que a área colhida com soja foi importante para a determinação do preço da terra para lavoura na região Sudeste, ainda que a sua influência tenha sido direta (os efeitos de transbordamento foram estatisticamente não significantes).

Na região Centro-Oeste, a análise dos efeitos totais revelou que o crédito rural teve maior influência sobre o preço da terra para lavoura (com elasticidade de 1,23), sendo seguido pela área cultivada com cana-de-açúcar (que teve um efeito indireto negativo e estatisticamente significativo), pela precipitação pluviométrica e pela área cultivada com milho 2ª safra.

Na região Nordeste (sem a área incluída no MATOPIBA), em contrapartida, destacaram-se fatores como densidade demográfica e valor bruto da produção agrícola, com elasticidades (referentes aos efeitos totais) de 1,22 e 0,52, respectivamente. Ademais, observou-se que a área colhida com milho 2ª safra também teve um efeito direto positivo, porém de pequena magnitude e restrito a poucas microrregiões.

Na região Norte (sem incluir a área do MATOPIBA), por outro lado, os resultados indicaram que a densidade demográfica teve grande influência indireta sobre o preço da terra, apresentando uma elasticidade (associada ao efeito indireto) de 3,81. Apesar do predomínio de efeitos de transbordamento (*spillover effects*), a densidade demográfica teve maior importância relativa que o rebanho bovino, cuja elasticidade (associada ao efeito direto) foi de aproximadamente 0,90.

Por fim, ao se considerar os efeitos totais, as elasticidades estimadas para o MATOPIBA permitiram inferir que o crédito rural teve o maior impacto sobre o preço da terra para lavoura nesta região, sendo seguido pela área colhida com milho 2ª safra e pela precipitação pluviométrica. Não obstante, os resultados indicaram que a densidade demográfica e a área colhida com soja também foram relevantes, ainda que o impacto sobre o preço da terra para lavoura, no caso dessas variáveis, tenha sido principalmente direto (dentro das próprias microrregiões).

Entre as principais contribuições do capítulo-artigo, destaca-se o uso de um modelo econométrico espacial, garantindo não somente o controle da dependência das variáveis através do espaço geográfico, como também uma clara separação entre os efeitos diretos e indiretos das

variáveis explicativas. Conforme demonstrado, a consideração dos efeitos indiretos enriquece a análise, permitindo que os pesquisadores estabeleçam relações de causa e efeito que, de outro modo, permaneceriam ignoradas. A análise segundo grandes regiões também foi importante, garantindo a identificação das variáveis que são relevantes para a determinação do preço da terra para lavoura em cada região. Em futuros trabalhos, os autores poderão aplicar a metodologia adotada neste capítulo-artigo para analisar os determinantes dos preços de terras para pastagens nas microrregiões, comparando seus resultados com os obtidos neste estudo.

### Referências bibliográficas

- ALMEIDA, E. **Econometria espacial aplicada**. Campinas: Editora Alínea, 2012. 498 p.
- ALVES, L.R.A.; BARROS, G.S.A.C.; SANCHES, A.L.R.; RIBEIRO, R.G.; OSAKI, M. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva de Milho. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos**. Campinas: Alínea, 2018. cap. 5, p. 133-176.
- ALVES, L.R.A.; BARROS, G.S.A.C.; IKEDA, V.Y.; OSAKI, M. Estrutura de Mercado e Formação de Preços na Cadeia Produtiva de Soja. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos**. Campinas: Alínea, 2018. cap. 4, p. 95-131.
- ANSELIN, L.; FLORAX, R.J.G.M.; REY, S.J. **Advances in spatial econometrics: methodology, tools and applications**. Berlin: Springer-Verlag, 2004. 513 p.
- ANSELIN, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- BACHA, C.J.C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. 1. ed. Campinas: Alínea, 2018. 316 p.
- BACHA, C.J.C. A determinação do preço de venda e de aluguel da terra na agricultura. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 19, número 3, p. 443-456, 1989.
- BACHA, C.J.C.; HARBS, R; STEGE, A.L. Preços de Terras no Brasil: diferenças entre fronteira e não fronteira agrícola. In: BACHA, C.J.C.; ALVES, L.R.A. (orgs.). **Panorama da Agricultura Brasileira: estrutura de mercado, comercialização, formação de preços, custos de produção e sistemas produtivos**. Campinas: Alínea, 2018. cap. 3, p. 65-93.
- BACHA, C.J.C. **Tributação no Agronegócio: análise de seus impactos sobre preços, folha de pagamento e lucros**. 2. ed. Campinas: Editora Alínea, 2014. 116 p.

- BRANDÃO, A.S.P. O preço da terra no Brasil: verificação de algumas hipóteses. **Ensaio Econômicos da EPGA**. 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.
- BRASIL. **Decreto nº 6.433, de 15 de abril de 2008**. Institui o Comitê Gestor do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural - CGITR e dispõe sobre a forma de opção de que trata o inciso III do § 4º do art. 153 da Constituição, pelos Municípios e pelo Distrito Federal, para fins de fiscalização e cobrança do Imposto sobre a Propriedade Territorial Rural - ITR, e dá outras providências. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2007-2010/2008/decreto/D6433.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2008/decreto/D6433.htm). Acesso em 17 fev. 2018.
- BRASIL. **Lei nº 13.467, de 13 de julho de 2017**. Altera a Consolidação das Leis do Trabalho (CLT), aprovada pelo Decreto-Lei nº 5.452, de 1º de maio de 1943, e as Leis nºs 6.019, de 3 de janeiro de 1974, 8.036, de 11 de maio de 1990, e 8.212, de 24 de julho de 1991, a fim de adequar a legislação às novas relações de trabalho. Disponível em: [http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2015-2018/2017/lei/113467.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2017/lei/113467.htm). Acesso em 18 fev. 2018.
- CASTRO, C. N. A agropecuária na região norte: oportunidades e limitações ao desenvolvimento. **Texto para Discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 1836, mai. 2013. 42 p. Disponível em: [http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_1836.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_1836.pdf). Acesso em: 5 nov. 2019.
- CENTENARO, M. Um estudo sobre investimento direto externo no setor sucroenergético do estado de Mato Grosso do Sul. 2012. 199 f.. Tese (Doutorado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo/RS, 2012. Disponível em: <http://www.repositorio.jesuita.org.br/bitstream/handle/UNISINOS/3082/MoisesCentenaro.pdf?sequence=1&isAllowed=y>. Acesso em: 15 mai. 2019.
- CHANG, F.L.N.C. **Mudanças nos usos e preços de terras do Estado de São Paulo** – período de 1995 a 2010. 161p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.
- COELHO, J.D.; XIMENES, L.J.F. Produção de grãos no Nordeste: de olho na China. **Caderno Setorial ETENE**. ano 1, n. 2, p. 27-39, out. 2016. Disponível em: [https://www.bnb.gov.br/documents/80223/1138347/4\\_graos.pdf/f97d2c22-09b5-3075-867d-d376ca9f581a](https://www.bnb.gov.br/documents/80223/1138347/4_graos.pdf/f97d2c22-09b5-3075-867d-d376ca9f581a). Acesso em: 17 mai. 2019.

- FAMATO. **Apagão de mão de obra é uma realidade que precisa ser modificada.** Disponível em: [http://sistemafamato.org.br/portal/famato/noticia\\_completa.php?codNoticia=234062](http://sistemafamato.org.br/portal/famato/noticia_completa.php?codNoticia=234062). Acesso em: 15 mai. 2019.
- FEICHTINGER, P.; SALHOFER, K. The Common Agricultural Policy of the EU and Agricultural Land Prices: A Spatial Econometric Approach for Bavaria. In: International Congress of the European Association of Agricultural Economists - EAAE, 14., 2014, Ljubljana. **Conference Paper...** Ljubljana: EAAE, 2014. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/record/182751>. Acesso em: 26 mar. 2018.
- FERRO, A.B.; CASTRO, E.R. Determinantes dos preços de terra no Brasil: uma análise de região de fronteira agrícola e áreas tradicionais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 51, n. 3, p. 591-610, 2013.
- FONSECA, M. F.; MIRANDA, E. E. **MATOIPIBA: Caracterização do Quadro Agrário.** Campinas: Embrapa - Grupo de Inteligência Territorial Estratégica - GITE, 2014. 40p. (Nota Técnica, 6). Disponível em: [https://www.embrapa.br/gite/publicacoes/NT6\\_QuadroAgrario.pdf](https://www.embrapa.br/gite/publicacoes/NT6_QuadroAgrario.pdf). Acesso em: 24 set. 2016.
- GASQUES, J.G.; PAUWELS, L.; BASTOS, E.T.; GEBARA, J.J. Preços de terras no Brasil, financiamento e produtividade total dos fatores. In: 44º Encontro da Sociedade Brasileira de Economia, 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).
- GUJARATI, D.N. **Econometria Básica.** São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000. 846 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2003: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2002. 544 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2004: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2003. 496 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2005: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2004. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2006: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2005. 504 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2007: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2006. 515 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2008: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2007. 502 p.



- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2009: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2008. 497 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2010: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2009. 520 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2011: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2010. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2012: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2011. 482 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2013: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2012. 480 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2014: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2013. 463 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2015: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2014. 472 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2016: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2015. 456 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2017: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2016. 432 p.
- INFORMA ECONOMICS FNP. Agriannual 2018: anuário da agricultura brasileira. São Paulo: IEG/FNP, 2017. 440 p.
- JOCHIMS, F.; DORIGON, C.; PORTES, V.M. O leite para o Oeste Catarinense. **Agropecuária Catarinense**, Florianópolis: v. 29, n. 3, p. 18-21, set./dez. 2016. Disponível em: <http://publicacoes.epagri.sc.gov.br/index.php/RAC/article/download/67/44>. Acesso em: 21 jun. 2019.
- JUDGE, G.G.; GRIFFITHS, W.E.; HILL, R.C.; LÜTKEPOHL, H.; LEE, T.C. **The theory and practice of econometrics**. 2. ed. Nova York: J. Wiley & Sons, 1985. 1019 p.
- HERDT, R.W. e COCHRANE, W.W. Farm land prices and farm technological advance. **Journal of farm economics**, v. 48, n. 2, p. 243-263, 1966.
- HICKS, J.R. **Critical Essays in Monetary Theory**. Oxford, England: Clarendon Press, 1967.
- KEYNES, J.M. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda**. 1. ed. São Paulo: Atlas, 2007, 328 p.
- KOSTER, G.R.; COURY, R.; BOSSLE, R. **Dossiê Paraná: Indústria sucroenergética tem mais potencial que investimentos**. Disponível em:

- <https://www.novacana.com/n/industria/usinas/dossie-parana-industria-sucroenergetica-potencial-investimentos-170918>. Acesso em: 13 mai. 2019.
- 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, Vol. 53, n. 4, p. 645-666, out./dez. 2015.
- MARENGO, J.A.; TORRES, R.R.; ALVES, L.M. Drought in Northeast Brazil - Past, present, and future. **Theoretical and Applied Climatology**, Vol. 129, p. 1189–1200, Ago. 2017.
- OLIVEIRA, J.T.; COSTA, I.D.N. Evolução recente do preço de terra no Brasil: 1966-1974. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.15, n.3, p. 259-276, 1977.
- PEREIRA, C.N.; CASTRO, C.N.; PORCIONATO, G.L. Dinâmica econômica, infraestrutura e logística no MATOPIBA. **Texto para Discussão do IPEA**, Rio de Janeiro, n. 2382, abr. 2018. 89 p. Disponível em:  
[http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td\\_2382.pdf](http://www.ipea.gov.br/portal/images/stories/PDFs/TDs/td_2382.pdf). Acesso em: 21 jan. 2019.
- PINHEIRO, F.A. **A renda e o preço da terra: uma contribuição à análise da questão agrária brasileira**. 1980. 277 p. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1980.
- 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.
- PYYKKÖNEN, P. Spatial analysis of factors affecting Finnish farmland prices. In: International Congress of the European Association of Agricultural Economists - EAAE, 11., 2005, Copenhagen. **Conference Paper...** Copenhagen: EAAE, 2005. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/record/24541>. Acesso em: 26 mar. 2018.
- RAHAL, C.S. A evolução dos preços da terra no estado de São Paulo: análise de seus determinantes. 2003. 185 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.
- REYDON, B.P. **A política de crédito rural e subordinação da agricultura ao capital, no Brasil, de 1970 a 1975**. 1984. Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, para obtenção do título de Mestre. Piracicaba. 1984.
- 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, Vol. 24, n. 2, p. 389-408, mai./ago. 2014.

- 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. Disponível em:  
<http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=000045371>. Acesso em: 24 jan. 2017.
- RODRIGUES, L.; ZECHIN, M.R.; PINHEIRO, M.A. Evolução recente e perspectivas para o setor sucroenergético Brasileiro. *Revista Agro em Foco*, p. 57 - 61, 01 jun. 2014.
- ROMEIRO, A., REYDON, B.P. O mercado de terras. **Estudos de Política Agrícola**. Documentos de Trabalho, 13. Brasília: IPEA, 1994. 204 p.
- SAYAD, J. Preço da terra e mercados financeiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 7, n. 3, p. 623-662, dez. 1977.
- SCOFIELD, W.S. Prevailing land market forces. **Journal of Farm Economics**, v. 39, p. 1500-1511, 1957.
- SHIKIDA, P. F. A. Evolução e fases da agroindústria canavieira no Brasil. **Revista de Política Agrícola**, ano XXIII, n. 4, p. 43–57, out./dez. 2014.
- SHIKIDA, P. F. A. Expansão canavieira no Centro-Oeste: limites e potencialidades. **Revista de Política Agrícola**, ano XXII, n. 2, p. 122–137, abr./jun. 2013.
- VEGA, S. H.; ELHORST, J. P. On spatial econometric models, spillover effects, and W. **53rd ERS conference**, Palermo, August 27-31, 2013. Disponível em: [http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA2013\\_paper\\_00222.pdf](http://www-sre.wu.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa13/ERSA2013_paper_00222.pdf). Acesso em: 15 jan. 2017.
- WOOLDRIDGE, J.M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 684 p.
- WORLD WILDLIFE FUND – WWF BRASIL. **Análise da expansão do complexo agroindustrial canavieiro no Brasil**. 2008. Disponível em:  
[http://assets.wwf.org.br/downloads/\\_microsoft\\_word\\_\\_\\_paper\\_cana\\_\\_\\_vers\\_343o\\_revisa\\_ma\\_i2008\\_doc\\_\\_1.pdf](http://assets.wwf.org.br/downloads/_microsoft_word___paper_cana___vers_343o_revisa_ma_i2008_doc__1.pdf). Acesso em: 24 nov. 2019.
- ZANIN, V.; BACHA, C. J. C. A importância dos sojicultores sulistas na nova fronteira agrícola brasileira. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 45, p. 35-51, 2017.



## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS DA TESE

Esta tese, elaborada na forma de capítulos-artigos, combinou alguns dos referenciais analíticos e teóricos da economia regional e da economia agrícola para avaliar a evolução das tendências, das diferenças e dos determinantes dos preços de um hectare de terras agrícolas entre estados e entre microrregiões brasileiras, buscando evidenciar relações espaciais que poderiam, por exemplo, levar à ocorrência de convergência dos preços destas terras. Dados de preços de terras em nível de estados (para o período de 1979 a 2005), oriundos da FGV; e de preços de terras em nível de microrregiões (de 2003 a 2017), coletados pela FNP, foram utilizados na tese. Inicialmente elaboraram-se índices de preços relativos de terras para mostrar sua distribuição e evidenciar, por meio de mapas e gráficos, possíveis associações espaciais entre os preços de terras no Brasil (capítulo 2). Em seguida, elaborou-se um modelo teórico que justificasse a possível ocorrência da convergência entre os preços de terras de diferentes regiões e este modelo originou uma equação de convergência  $\beta$  do preço da terra, a qual foi estimada (capítulo 3). Por fim, utilizando um modelo de econometria espacial, estimaram-se os impactos diretos e indiretos (que refletem efeitos de transbordamento espacial) das principais variáveis citadas na literatura e que afetam os preços de terras para lavouras, evidenciando as diferentes influências dessas variáveis explicativas sobre os preços de terras das distintas regiões brasileiras (capítulo 4).

Até onde se sabe, ainda não havia sido elaborado um modelo teórico específico para demonstrar a possível ocorrência de convergência do preço da terra agrícola entre diferentes regiões. Por esse motivo, parte do trabalho realizado nesta tese – e apresentado no capítulo 3 – consistiu em desenvolver tal modelo, sendo que para isso foi utilizada uma função de produção apresentada por Romer (2006). A partir do modelo teórico, constatou-se que a convergência do preço da terra agrícola entre distintas regiões é possível e até mesmo natural, sendo condicionada por fatores como transferência de capital, bem como de mão de obra e de tecnologia entre as regiões. Uma vez confirmada a possibilidade de ocorrência de convergência do preço da terra agrícola entre regiões, restava confirmá-la para o Brasil.

Através de cartografia temática, a princípio, observou-se a existência de grandes disparidades entre os preços de cada hectare de terra nua para fins agropecuários entre os estados e dentro dos mesmos (considerando as microrregiões estipuladas pela FNP). No ano de 1979, os preços de terras agrícolas (para lavouras e para pastagens) mais elevados se encontravam nas regiões Sudeste e Sul, notadamente nos estados de São Paulo e do Paraná. Através do referencial analítico, verificou-se que essas diferenças decorreram de um longo

processo histórico, diretamente relacionado ao sucesso da base exportadora de café, na região Sudeste, com a consequente atração de fatores produtivos para esta região em detrimento das regiões mais distantes do Brasil. Conseqüentemente, os preços de terras nos estados que se encontravam em torno do centro dinâmico da economia eram relativamente elevados, ficando compreendidos em classes intermediárias de índices de preços relativos. Era o que ocorria nos estados de Santa Catarina, Mato Grosso do Sul e Minas Gerais, por exemplo. Nas regiões Norte e Nordeste, em contrapartida, encontravam-se as terras mais baratas do país. Verificou-se, também, que políticas macroeconômicas e agrícolas adotadas durante a década de 1970, ao favorecerem as culturas de exportação (que se concentravam principalmente nos estados da região Centro-Sul), podem ter intensificado os diferenciais de preços de terras agrícolas entre os estados do Brasil.

No subperíodo de 1979 a 1989, a dispersão dos preços de terras entre os estados brasileiros teve um comportamento oscilante, muito influenciado pelos planos de estabilização econômica adotados. Nos momentos de crise, os preços de terras agrícolas da região Centro-Sul sofriam, proporcionalmente, as maiores reduções, observando-se uma tendência geral de convergência. Isso ocorria pelo fato de que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste possuíam maior dependência em relação ao mercado internacional e ao crédito rural, sendo mais susceptíveis ao comportamento da taxa de câmbio e das taxas de juros. Por esse mesmo motivo, os momentos de relativa prosperidade eram caracterizados pelo aumento da divergência entre os preços de cada hectare de terras entre os estados, uma vez que os preços de terras agrícolas da região Centro Sul apresentavam um crescimento relativamente maior, distanciando-se dos patamares que vigoravam para os preços de cada hectare de terra nos estados das demais regiões do país. Por possuírem maior liquidez, as terras agrícolas situadas na região Centro-Sul também eram muito demandadas em função da busca por proteção contra a perda de valor do dinheiro, que decorria do processo inflacionário e da atratividade relativamente baixa de outros ativos financeiros. Apesar desse comportamento oscilante, houve uma tendência de leve aumento na dispersão entre os preços de terras de ambas as categorias (para lavouras e para pastagens). Com efeito, as hipóteses de convergência (absoluta e convergência- $\sigma$ ) foram rejeitadas estatisticamente para ambas as categorias de terras agrícolas no subperíodo de 1979 a 1989.

No caso do subperíodo seguinte (de 1989 a 1999), contudo, não foi possível rejeitar a hipótese de convergência dos preços de cada hectare de terras de ambas as categorias (para lavoura e para pastagem) entre os estados brasileiros, conforme indicado no capítulo 3 desta tese. Esse resultado foi corroborado pela análise dos diferenciais de preços (capítulo 2), através da qual observou-se uma tendência de redução dos índices de preços de terras agrícolas na

maior parte dos estados pertencentes à região Centro-Sul. Em contrapartida, houve aumento dos índices de preços relativos de terras em grande parte da região Norte e em alguns estados da região Nordeste. Mas quais seriam os fatores subjacentes a esse processo de convergência? Em primeiro lugar, deve-se ponderar sobre o fato de que o subperíodo de 1989 a 1999 foi caracterizado por uma tendência geral de redução da renda agropecuária. Essa tendência esteve associada à valorização cambial, a partir de 1992, bem como aos processos de abertura comercial e desregulamentação, os quais resultaram em maior exposição às condições de mercado de segmentos anteriormente fortemente regulamentados e amparados pelo governo federal, especialmente da cafeicultura e da triticultura. Assim, os efeitos adversos da valorização cambial, bem como de maior competição com os produtos de outros países, atingiram principalmente as culturas de produtos exportáveis. Como essas culturas se concentravam nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, houve maior redução na renda agropecuária e, conseqüentemente, nos preços reais de terras agrícolas destas regiões.

A tendência geral de redução da renda agropecuária foi revertida no subperíodo seguinte, entre os anos de 1999 e 2005. Entre os principais fatores que beneficiaram o setor agropecuário neste subperíodo, destacava-se a desvalorização da taxa de câmbio até o ano de 2003. Nos dois anos seguintes, quando a taxa de câmbio começou a valorizar, os seus possíveis efeitos adversos sobre a agropecuária foram mais que compensados pelo aumento dos preços internacionais de *commodities* agrícolas. Naturalmente, os estados da região Centro-Sul, mais integrados às “correntes” do mercado internacional, foram os maiores beneficiários desse processo, de maneira que a renda agropecuária e os preços de cada hectare de terra nua (para lavouras ou para pastagens) apresentaram um crescimento proporcionalmente maior, distanciando-se dos preços das demais regiões. Com a exceção do estado do Espírito Santo (no caso de terras para lavouras) e do Rio de Janeiro (no caso de terras para lavouras e pastagens), houve aumento dos índices de preços relativos em todos os demais estados da região Centro-Sul. Nas regiões Norte e Nordeste, em contrapartida, houve uma tendência geral de desvalorização relativa de suas terras agrícolas. 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 econométrico indicaram divergência, uma vez que o coeficiente de convergência ( $\beta$ ) foi positivo (0,0350) e estatisticamente significativo a 5%.

A partir da análise empreendida com os preços médios de terras agrícolas nos estados brasileiros, observou-se que o processo de convergência (ou de divergência) dos preços de terras, no período de 1979 a 2005, esteve estritamente relacionado à ocorrência de ciclos

econômicos. Nos períodos de crescimento econômico, acentuaram-se as diferenças entre os preços de terras entre os estados brasileiros, implicando divergência. Nos momentos de crise, ao contrário, os preços de terras agrícolas mais caras (que se encontravam nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste) sofriam as maiores reduções, o que se refletia na ocorrência de convergência dos preços de terras entre os estados brasileiros.

No que tange ao período completo (de 1979 a 2005), embora a ocorrência de convergência- $\sigma$  tenha sido refutada para ambas as categorias de terras (para lavouras e para pastagens), os resultados dos modelos espaciais ofereceram indícios de que tal período teria sido caracterizado por um processo de convergência- $\beta$  absoluta entre os preços médios de terras dos estados brasileiros. De um modo geral, portanto, pode-se afirmar que os preços de terras mais baratas – que se encontravam em regiões menos favorecidas – cresceram de forma mais rápida que os preços de terras relativamente caras e situadas nas regiões mais ricas. No caso de terras para lavouras, por exemplo, esse processo ocorreu principalmente nos estados da região Centro-Oeste, bem como em alguns estados da região Norte. Quanto aos preços de terras para pastagens, a convergência- $\beta$  absoluta parece ter se restringido aos estados da região Centro-Oeste, conforme evidenciado no capítulo-artigo 2. Para ambas as categorias de terras, contudo, a velocidade de convergência foi relativamente pequena durante o período de 1979 a 2005.

A análise da possível convergência (ou não) dos preços de terras entre estados pode não revelar se a mesma ocorre entre certas regiões dentro do estado ou entre bordas dos estados. Assim, uma análise dos preços de terras por microrregiões traz uma nova luz sobre o fenômeno, mas ela somente pode ser feita para os anos de 2003 a 2017. Com efeito, a referida análise revelou que a permanência do efeito de crescimento na demanda internacional por *commodities* agrícolas brasileiras, nas duas primeiras décadas do século XXI, teve profundas consequências sobre a produção agropecuária nacional, alterando os preços relativos de terras agrícolas no território brasileiro.

Os anos de 2003 a 2017 iniciaram-se (até 2004) com aumento da desigualdade dos preços de cada hectare de terras (tanto para lavouras quanto para pastagens) entre as microrregiões, sendo que houve redução desta desigualdade a partir de 2005, tal como visto no capítulo 2. No capítulo 3, houve a confirmação estatística da ocorrência da convergência- $\beta$  absoluta e  $\sigma$  dos preços do hectare de terra (tanto para lavoura quanto para pecuária) entre as microrregiões brasileiras (tal como definidas pela FNP).

Com o aumento das cotações de *commodities* agrícolas, notadamente da soja, ampliaram-se as distâncias dentro das quais a sojicultura não somente é viável do ponto de vista econômico, como também apresenta vantagens em relação a outras atividades tradicionais,



como a rizicultura em algumas microrregiões do Sul, além da pecuária extensiva nas regiões Centro-Oeste, Norte e no MATOPIBA. Em retrospectiva, observa-se que essa dinâmica está perfeitamente alinhada com a teoria de localização proposta por Von Thünen. Ademais, a possibilidade de produção de uma 2ª safra de milho em rotação com a soja no mesmo ano agrícola, em determinadas microrregiões, constitui uma vantagem adicional aos produtores, resultando em aumento da renda agropecuária e, conseqüentemente, dos preços de terras agrícolas nestas microrregiões. Além disso, os investimentos no setor de transporte – a exemplo da pavimentação de estradas e a construção de infraestrutura portuária nas regiões Norte e Nordeste – reduzem os custos de transporte e reforçam o efeito de ampliação da fronteira agrícola. Conseqüentemente, a produção de grãos tendeu a avançar para áreas anteriormente ocupadas fortemente pela atividade de pecuária extensiva.

Através da análise dos determinantes dos preços de cada hectare de terra nua para lavouras considerando as microrregiões do Brasil no período de 2003 a 2017 (capítulo 4), foram encontrados indícios de que a expansão da produção de soja pode ter favorecido o processo de convergência do preço da terra entre essas microrregiões. Com efeito, o percentual de área colhida com soja teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras para lavouras situadas nas regiões Sul e Sudeste, bem como nas situadas no MATOPIBA. Nessa última região (MATOPIBA), a expansão do cultivo de milho 2ª safra também teve uma influência positiva sobre os preços de suas terras para lavouras, favorecendo o processo de convergência do preço da terra entre as regiões brasileiras. Na região Nordeste, de modo semelhante, as estimativas do modelo espacial indicaram que a expansão de área cultivada com milho 2ª safra teve um efeito direto positivo e estatisticamente significativo sobre os seus preços de terras para lavouras.

Apesar da importância da produção de grãos, e de seus reflexos sobre a expansão da fronteira agrícola e sobre os preços de terras para lavouras no Brasil, outras atividades também desempenharam um papel relevante na determinação desses preços de terras. Foi o caso do cultivo de cana-de-açúcar, cuja expansão esteve associada ao aumento de preços de terras nas regiões Sul e Sudeste. Esse resultado pode parecer surpreendente, especialmente quando se considera que o setor sucroenergético atravessou uma grave crise a partir da safra de 2009/2010. Não obstante, deve-se ponderar sobre o fato de que a baixa rentabilidade da cultura em apelo teve, como consequência, a não renovação dos canaviais, que resultou em significativa redução da produção desta gramínea por hectare. Como os investimentos industriais já haviam sido realizados, e considerando os custos associados ao abandono da atividade, a redução da

produtividade desta lavoura pode ter atuado no sentido de pressionar a demanda por terras aptas ao cultivo de cana-de-açúcar, especialmente de terras próximas às usinas.

Através das estimativas do modelo espacial selecionado no capítulo 4, constatou-se que o crédito rural teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras não apenas nas regiões Sul e Sudeste, conforme esperado, mas também no MATOPIBA. Com efeito, a ausência de significância estatística da variável “crédito rural” sobre os preços de terras para lavouras das regiões Norte (sem MATOPIBA) e Nordeste (sem MATOPIBA), pode constituir um reflexo da não consideração das diferenças regionais no financiamento da agropecuária no território brasileiro.

A análise conduzida no capítulo 4 também evidenciou que o crescimento da densidade demográfica, com a conseqüente urbanização, foi importante para o aumento de preços de terras para lavouras em algumas regiões, contribuindo com o processo de convergência dos preços dessas terras. Com efeito, a variável densidade demográfica teve um efeito direto positivo e estatisticamente significativo na região Nordeste (sem MATOPIBA) e no MATOPIBA, além de efeitos de transbordamento (*spillover effects*) positivos e estatisticamente significativos nas regiões Sul, Sudeste, Norte (sem MATOPIBA) e Nordeste (sem MATOPIBA). Além das referidas variáveis, a precipitação pluviométrica – variável de primeira natureza que possui grande influência sobre a produção agrícola – foi incorporada em ambos os modelos espaciais do capítulo-artigo 4. Os resultados referentes ao modelo geral (para todo o Brasil) permitiram observar que a precipitação pluviométrica teve efeitos diretos positivos e estatisticamente significativos sobre os preços de terras para lavoura, conforme o esperado, constituindo uma importante variável de controle.

Por fim, o cálculo das elasticidades evidenciou a importância relativa das variáveis supracitadas na determinação do preço da terra para lavoura no Brasil e nas suas grandes regiões. Considerando os resultados para todo o Brasil, observou-se que a densidade demográfica foi a variável que teve maior impacto total (direto e indireto) sobre o preço da terra para lavoura entre os anos de 2003 e 2017, embora a sua influência tenha ocorrido, predominantemente, através do efeito de transbordamento (*spillover effect*) para microrregiões vizinhas. Em segundo lugar, o crédito rural destacou-se em função de seu impacto sobre os preços de terras para lavouras, sendo seguido pelo efetivo de rebanho bovino e pelas áreas colhidas com soja e com cana-de-açúcar, nessa ordem de importância. Não obstante, a ordem de influência dessas variáveis sobre o preço da terra varia de uma região a outra, mostrando como é importante considerar o espaço na análise de fenômenos econômicos.

Com o uso de diferentes instrumentos analíticos, tanto da Economia Regional convencional quanto da Nova Geografia Econômica associados com os da economia agrícola, foi possível obter resultados que ampliaram a compreensão sobre as tendências, diferenças e determinantes dos preços de terras agrícolas no Brasil. Novos estudos, contudo, podem lançar luz sobre características e influências que permanecem pouco esclarecidas. Seria interessante, por exemplo, estimar e quantificar os determinantes dos preços de terras agrícolas, calculando os efeitos diretos e indiretos (*spillover effects*) com o uso de dados em nível municipal e/ou outros que possuem menor nível de agregação. De modo semelhante, a análise dos determinantes dos preços de terras para lavouras (realizada no capítulo-artigo 4) pode ser estendida a outras categorias de terras, como terras para pastagens, por exemplo.



**ANEXOS**

## ANEXOS DO CAPÍTULO 4

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continua)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Oliveira e Costa (1977)	FGV	1966 a 1974	16 estados do Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para fins agrícolas (lavouras e pastagens)</p> <p><b>Independentes:</b> preços recebidos na agropecuária; preços pagos por insumos; densidade viária; índice tecnológico; e área agricultável total.</p>	MQO	<p>Os coeficientes da regressão associados aos preços recebidos pelos agricultores foram positivos e estatisticamente significantes na maior parte dos estados. O coeficiente associado ao índice tecnológico também foi estatisticamente significativo. O coeficiente associado à densidade viária foi positivo e estatisticamente significativo para estados com baixa ocupação e baixa densidade viária, como Maranhão e Mato Grosso, por exemplo. No caso de estados que já possuíam elevada densidade viária, essa variável foi estatisticamente insignificante. Por fim, observou-se que a densidade viária teve um impacto negativo sobre os preços de terras em alguns estados.</p>
Brandão (1986)	FGV	1966 a 1984	Brasil	<p><b>Dependentes:</b> preço real da terra para lavoura e preço real da terra para pastagem.</p> <p><b>Independentes:</b> crédito rural; preço (real) recebido pelos produtores; preço da terra no período anterior; e hiato do produto.</p>	MQO	<p>Com a exceção do coeficiente associado ao preço real recebido pelos agricultores, todos os demais coeficientes foram estatisticamente significantes, apresentando relação positiva com o preço da terra para lavoura. No caso da terra para pecuária, somente o coeficiente associado ao crédito rural foi estatisticamente insignificante.</p>

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continuação)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Bacha (1989)	EPAMIG	1970 a 1985	Minas Gerais	<p><b>Dependentes:</b> preço real da terra para lavoura e preço real da terra com cerrado.</p> <p><b>Independentes:</b> razão entre preços recebidos e preços pagos pelos agricultores; preço real dos insumos; nível tecnológico; taxa de juros real do crédito rural; taxa de juros real das aplicações financeiras; taxa de inflação; taxa de crescimento do PIB; e variável binária para o ITR.</p>	MQO	<p>As variáveis vinculadas à produção agropecuária, quais sejam, a razão entre os preços recebidos e os preços pagos pelos produtores, o preço real dos insumos e o nível tecnológico, tiveram maior influência sobre os preços de terras (de ambas as categorias), superando os efeitos das variáveis de cunho especulativo.</p>
Brandão e Rezende (1989)	FGV	1966 a 1985	9 estados da Região Centro-Sul do Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para fins agrícolas (lavouras e pastagens).</p> <p><b>Independentes:</b> preço real recebido pelos produtores; produtividade; crédito rural; taxa de juros real do crédito rural; taxa de inflação; taxa de juros de mercado; hiato do produto; variação real do índice da bolsa de valores do Rio de Janeiro; e uma variável de tendência.</p>	MQO “Pooled”	<p>O preço real recebido pelos produtores, a produtividade, a taxa de inflação e o hiato do produto apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significantes. Do mesmo modo, os coeficientes associados ao crédito rural e à taxa de juros real do crédito rural foram estatisticamente significantes, apresentando sinais condizentes com as expectativas. Por fim, o coeficiente associado à taxa de juros de mercado teve um sinal positivo e estatisticamente significante.</p>

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continuação)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Dias, Vieira e Amaral (2001)	FGV	Década de 1990	Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> montante de crédito rural por hectare; preço real recebido pelos agricultores; índice real de preços pagos pelos produtores; hiato do produto; taxa de inflação; e índice de produtividade.</p>	MQO	Com a exceção do coeficiente associado ao crédito rural, que foi estatisticamente insignificante, as demais variáveis apresentaram coeficientes positivos e estatisticamente significativos, condizentes com estudos anteriores.
Plata (2001)	FGV	1966 a 2000	Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> preço real de arrendamento da terra nua; taxa de inflação; variáveis binárias para os períodos de modernização (de 1973 a 2000) e de estabilização (de 1997 a 2000); variável binária para o Plano Cruzado (1986); e variáveis binárias (multiplicadas pela taxa de inflação) para captar a mudança no coeficiente de inflação durante os períodos de instabilidade (de 1988 a 1994) e de estabilidade (após 1994).</p>	MQO	Os sinais dos parâmetros estimados confirmaram as hipóteses teóricas para todas as variáveis, que foram estatisticamente significantes a 1%, exceto para o coeficiente associado à variável binária referente ao período de estabilidade da inflação (após 1994), que foi estatisticamente significante a 6%.



Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continuação)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Rahal (2003)	IEA	1969 a 2001	São Paulo	<p><b>Dependentes:</b> preço real da terra para lavoura e preço real da terra para pastagem.</p> <p><b>Independentes:</b> poder de compra do agricultor; índice de paridade; índices de preços recebidos e de preços pagos pelos produtores; volume de subsídio concedido através do crédito rural; taxa de inflação anual; hiato do produto; taxa de juro e infraestrutura (extensão de rodovias pavimentadas e não pavimentadas no estado de São Paulo); variável binária para o período de 1973 a 1994.</p>	MQO	Os preços de venda da terra foram determinados pelas seguintes variáveis: poder de compra do agricultor, volume de subsídio concedido através do crédito rural, taxa de inflação, infraestrutura e hiato do produto.
Pyykkönen (2005)	Nat. Land Survey (NLS)	1995 a 2002	Finlândia	<p><b>Dependente:</b> preço da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> subsídios oferecidos através de programas de suporte à atividade agropecuária; dimensão dos imóveis rurais; produtividade da cevada; número de dias com temperatura acima de 5°C; variável binária indicando a proximidade em relação a fontes de água; número de fazendas por área do município; quantidade de dejetos animais; participação da renda agropecuária; percentual de área com culturas "especiais" (batata e beterraba); densidade demográfica; participação da mão de obra agrícola na força de trabalho total; e taxa de desemprego.</p>	SAR	Quanto menor é a dimensão de um imóvel rural, maior tende a ser o seu preço. O coeficiente associado aos programas de suporte à atividade agropecuária é estatisticamente significativo, embora tenha pequeno impacto sobre o preço da terra. O coeficiente associado ao volume de dejetos animais é estatisticamente significativo, havendo uma pressão por áreas para a adequada disposição de resíduos. Fatores como desemprego e participação do trabalho agrícola têm impactos negativos e estatisticamente significantes sobre o preço da terra.

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continuação)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Gasques et al. (2006)	FGV	1978 a 2004	Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para lavouras.</p> <p><b>Independentes:</b> crédito rural e Produtividade Total dos Fatores (PTF).</p>	MQO	<p>O crédito rural teve um efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o preço da terra para lavouras. A Produtividade Total dos Fatores (PTF), por outro lado, teve um efeito negativo e estatisticamente significativo, indicando que o aumento na produtividade dos fatores de produção, durante o período abrangido pela análise, pode ter atuado no sentido de reduzir a demanda por terras de lavoura.</p>
Chang (2012)	IEA	1995 a 2010	São Paulo	<p><b>Dependente:</b> preços reais de terras de cultura de primeira, de cultura de segunda e de pastagens.</p> <p><b>Independentes:</b> densidade demográfica; Índice da Bolsa de Valores de São Paulo; inflação; taxa real de juros; crédito rural; percentual de áreas mecanizáveis; valor da produção agropecuária; percentual de áreas cultivadas com cana-de-açúcar e com eucaliptos; percentual de áreas ocupadas com pastagens.</p>	Mínimos Quadrados Generalizados	<p>Os coeficientes associados às variáveis demográfica, percentual de áreas mecanizáveis e às áreas cultivadas com florestas e com cana-de-açúcar tiveram impactos positivos e estatisticamente significantes sobre os preços de terras. Além disso, o valor da produção agropecuária e as variáveis especulativas, quais sejam, inflação e taxa de juros real, também desempenharam um papel relevante na evolução do preço da terra no estado de São Paulo.</p>

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (continuação)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Ferro e Castro (2013)	FNP	2002 a 2010	Algumas regiões (definidas pela FNP) do Brasil	<p><b>Dependente:</b> preço da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> preço da soja; produtividade; crédito rural de custeio; área cultivada com lavouras perenes e temporárias; e preço da terra no período anterior.</p>	Painel de Dados com Efeitos Fixos	<p>O coeficiente associado ao preço da soja foi positivo e estatisticamente significativo. No Sul do Brasil, a demanda pela terra (aproximada pela área cultivada) apresentou coeficiente positivo e estatisticamente significativo. Nas regiões de transição e de fronteira agrícola, o coeficiente associado à variável “área cultivada” foi negativo e estatisticamente significativo. De acordo com os autores, isso ocorre pelo fato de que, nessas últimas regiões, as lavouras avançam sobre regiões anteriormente ocupadas com pastagens nativas ou degradadas, reduzindo a pressão de demanda por novas terras.</p>
Feichtinger e Salhofer (2014)	Germany Statistics	2001 e 2007	Estado da Baviera, na Alemanha	<p><b>Dependente:</b> preço da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> subsídio concedido através dos programas de suporte à atividade agropecuária; qualidade do solo; tamanho do imóvel rural; tipo de comprador (público ou privado); tipo de vendedor (público ou privado); distância em relação ao centro urbano mais próximo; preço de lotes para construção; e participação de terras arrendadas.</p>	SAR	<p>O pagamento por área cultivada, introduzido em 2003 através da reforma <i>Fishler</i>, resultou em valorização dos preços de terras agrícolas. Em 2007, uma redução de 1% no valor do subsídio resultaria em uma redução de 0,27% no preço da terra. Em 2001, quando o subsídio ainda estava atrelado ao tipo de cultura ou produção pecuária, a mesma redução implicava em um decréscimo de apenas 0,06% no preço da terra.</p>

Tabela 1 – Resumo dos principais trabalhos empíricos sobre o mercado de terras agrícolas no Brasil e em países selecionados (conclusão)

Autores	Fonte	Período	Abrangência	Variáveis utilizadas	Metodologia	Principais conclusões
Reydon et al. (2014)	Cartórios	2011	35 municípios do Maranhão	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra agrícola.</p> <p><b>Independentes:</b> variável binária para acesso à eletricidade; variável binária indicando a existência (ou não) de benfeitorias; variável binária referente à possibilidade de mecanização; qualidade do solo; e sistema produtivo (comercial ou de subsistência).</p>	MQO	Os coeficientes associados às variáveis independentes foram estatisticamente significantes, respondendo por 70% da variância do preço da terra.
Malassise, Parré e Fraga (2015)	DERAL	1999 a 2011	Municípios do Paraná	<p><b>Dependente:</b> preço real da terra para lavoura.</p> <p><b>Independentes:</b> valor bruto da produção agropecuária; Imposto Territorial Rural (ITR); valorização patrimonial (dada pela diferença entre o preço da terra e o preço da terra no período anterior); crédito rural; relação entre investimento e receita municipal; eletrificação rural; produtividade da soja; tipo de solo e percentual de área plantada com soja.</p>	SAR Painel de Dados com Efeitos Fixos	O valor bruto da produção agropecuária, a valorização patrimonial e a dependência espacial constituem fatores de grande importância para a determinação dos preços de terras agrícolas nos municípios do Paraná. Ademais, os coeficientes associados às variáveis como o crédito rural, a relação investimento-receita municipal e o percentual de área plantado com soja também são estatisticamente significantes.

Tabela 2 – Resultados da equação (13), do capítulo-artigo 4, estimada para o Brasil

Variável		Coefficiente	Erro Padrão
WVTN	$\rho$	0,2342***	0,0536
VBP	$\beta_1$	8,7974	8,1498
VP	$\beta_2$	0,4710***	0,0324
Cred	$\beta_3$	0,0579***	0,016
Den	$\beta_4$	22,6536	37,1958
Prec	$\beta_5$	0,7445*	0,4514
Gado	$\beta_6$	60,0435	50,6497
Soja	$\beta_7$	42222,58**	17657,91
Milho	$\beta_8$	4458,44	10346,87
Cana	$\beta_9$	28532,21***	10448,72
WVBP	$\tau_1$	-6,5052	11,3928
WVP	$\tau_2$	-0,1896**	0,0846
WCred	$\tau_3$	0,0373*	0,0223
WDen	$\tau_4$	263,4726***	74,5615
WPrec	$\tau_5$	-0,1627	0,5477
WGado	$\tau_6$	90,9011	66,8300
WSoja	$\tau_7$	12780,08	29368,43
WMilho	$\tau_8$	3327,13	18516,91
WCana	$\tau_9$	9596,26	20286,53
R2 within		0,7060	
R2 between		0,3990	
R2 overall		0,3846	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\*  $p < 0,01$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*  $p < 0,10$ .

Tabela 3 – Resultados da equação (13), do capítulo-artigo 4, estimada para as Grandes Regiões do Brasil (continua)

Variável	Coef.	Sul		Sudeste		Centro-Oeste	
		Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
<i>WVTN</i>	$\rho$	0,1442***	0,0477	0,1442***	0,0477	0,1442***	0,0477
<i>VBP</i>	$\beta_1$	24,8841**	10,1386	-11,5515	11,6752	21,8108*	11,9764
<i>VP</i>	$\beta_2$	0,4273***	0,0551	0,5201***	0,0465	0,4191***	0,0482
<i>Cred</i>	$\beta_3$	0,0382**	0,0159	0,0516*	0,0264	0,1257	0,0883
<i>Den</i>	$\beta_4$	226,8836	209,2951	7,1754	40,6211	382,3565	248,2615
<i>Prec</i>	$\beta_5$	2,5268**	1,0365	-0,5594	0,8802	0,4786	0,7633
<i>Gado</i>	$\beta_6$	353,0055***	87,8271	23,9403	83,0019	19,0445	55,2305
<i>Soja</i>	$\beta_7$	75223,10***	21782,40	85985,45***	24527,41	-24357,29	21857,65
<i>Milho</i>	$\beta_8$	-11722,30	18175,46	-533,51	10859,20	15124,20	15736,79
<i>Cana</i>	$\beta_9$	67458,89***	25369,32	36460,96***	13791,09	2857,02	14233,52
<i>WVBP</i>	$\tau_1$	-30,8982**	13,3287	-40,5340*	21,3271	-40,4509*	21,8893
<i>WVP</i>	$\tau_2$	-0,0608	0,0820	0,1144	0,1422	-0,3386*	0,1961
<i>WCred</i>	$\tau_3$	-0,0004	0,0282	0,0420	0,0344	0,2866***	0,0752
<i>WDen</i>	$\tau_4$	413,8205	281,2698	349,9061***	100,0290	-862,8643**	416,6667
<i>WPrec</i>	$\tau_5$	-0,2690	1,1693	-0,5462	1,0962	0,5370	0,7331
<i>WGado</i>	$\tau_6$	-144,0216	201,4955	311,5723**	138,9065	-77,8654	88,3988
<i>WSoja</i>	$\tau_7$	1739,23	33349,16	-62951,55	60410,18	26446,86	30136,00
<i>WMilho</i>	$\tau_8$	132760,60***	28051,08	-14974,05	53178,10	34399,01	25817,24
<i>WCana</i>	$\tau_9$	-145091,30**	73816,90	50254,57	31843,64	-205404,30***	51308,74
R <sup>2</sup> within		0,7653		0,7653		0,7653	
R <sup>2</sup> between		0,4969		0,4969		0,4969	
R <sup>2</sup> overall		0,4563		0,4563		0,4563	

Tabela 3 – Resultados da equação (13), do capítulo-artigo 4, estimada para as Grandes Regiões do Brasil (conclusão)

Variável	Coef.	Nordeste (sem Matopiba)		Norte (sem Matopiba)		Matopiba	
		Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão	Coeficiente	Erro Padrão
<i>WVTN</i>	$\rho$	0,1442***	0,0477	0,1442***	0,0477	0,1442***	0,0477
<i>VBP</i>	$\beta_1$	9,2760	16,0277	-18,2314	55,2592	-22,3655	28,5928
<i>VP</i>	$\beta_2$	0,5501***	0,0400	0,3730***	0,0442	0,5818***	0,0858
<i>Cred</i>	$\beta_3$	0,0256	0,0173	-0,0127	0,0607	0,3147***	0,0485
<i>Den</i>	$\beta_4$	38,4461	29,3147	-372,4462*	204,9235	1032,4570***	354,3789
<i>Prec</i>	$\beta_5$	0,4682	0,5518	0,6695	0,4962	0,3508	0,4894
<i>Gado</i>	$\beta_6$	-44,2716	61,7099	278,6591***	59,4208	-95,6568	95,4109
<i>Soja</i>	$\beta_7$	-134749,70	493942,10	-13542,79	33979,85	58814,77***	19636,72
<i>Milho</i>	$\beta_8$	19026,95**	8763,94	118132,00*	61539,43	300396,20***	25157,05
<i>Cana</i>	$\beta_9$	-7340,04	7618,51	906354,00	1337397,00	385986,90	282633,70
<i>WVBP</i>	$\tau_1$	82,6028***	30,4035	-40,7183	42,3443	-38,3751	36,5155
<i>WVP</i>	$\tau_2$	0,0397	0,1762	0,0000	0,0654	-0,1483	0,1674
<i>WCred</i>	$\tau_3$	-0,0151	0,0254	-0,5499***	0,1820	0,0463	0,1347
<i>WDen</i>	$\tau_4$	202,4029***	72,2712	827,5330***	255,7121	-771,4427	721,8113
<i>WPrec</i>	$\tau_5$	-0,5262	0,7975	0,5189	0,5036	1,4506**	0,6333
<i>WGado</i>	$\tau_6$	120,8193	85,6331	-202,1160**	92,9058	-120,5819	331,5519
<i>WSoja</i>	$\tau_7$	-2902486,00*	1486545,00	6852,67	22831,39	-36073,31	52596,93
<i>WMilho</i>	$\tau_8$	-7609,63	16804,10	-320483,50	230874,80	-18328,90	92511,04
<i>WCana</i>	$\tau_9$	10898,05	31741,80	1692431,00	1115228,00	688101,00	541965,60
R <sup>2</sup> within			0,7653		0,7653		0,7653
R <sup>2</sup> between			0,4969		0,4969		0,4969
R <sup>2</sup> overall			0,4563		0,4563		0,4563

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \*\*\* p &lt; 0,01; \*\* p &lt; 0,05; \* p &lt; 0,10.