

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: TEORIA ECONÔMICA

OS DETERMINANTES DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DOS MUNICÍPIOS
PARANAENSES: UMA ANÁLISE DE DADOS ESPACIAIS

LUCCA SIMEONI PAVAN

MARINGÁ

2013

LUCCA SIMEONI PAVAN

OS DETERMINANTES DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DOS MUNICÍPIOS
PARANAENSES: UMA ANÁLISE DE DADOS ESPACIAIS

Dissertação apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá, para a obtenção de título de Mestre em Economia. Área de concentração: Teoria Econômica

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré

MARINGÁ

2013

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)

(Biblioteca Central - UEM, Maringá – PR., Brasil)

Pavan, Lucca Simeoni

P337d Os determinantes da produtividade agrícola dos municípios paranaenses: uma análise de dados espaciais / Lucca Simeoni Pavan. -- Maringá, 2013.

115 f. : il., color., figs., tabs., mapas.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Programa de Pós-Graduação em Economia - Área de Concentração: Teoria Econômica, 2013.

1. Autocorrelação - Economia. 2. Heterogeneidade - Economia. 3. Produtividade - Economia. 4. Agricultura. 5. Econometria espacial. I. Parré, José Luiz, orient. II. Universidade Estadual de Maringá. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em Economia - Área de Concentração: Teoria Econômica. III. Título.

CDD 21.ed. 338.1

AHS

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
CURSO DE MESTRADO EM ECONOMIA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: TEORIA ECONÔMICA

OS DETERMINANTES DA PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA DOS MUNICÍPIOS
PARANAENSES: UMA ANÁLISE DE DADOS ESPACIAIS

Lucca Simeoni Pavan

Dissertação de Mestrado apresentada como pré-requisito para a obtenção do grau de Mestre em Teoria Economia pela Universidade Estadual de Maringá. Sob a banca examinadora:

Prof. Dr José Luiz Parré
Departamento de Economia-Universidade Estadual de Maringá

Prof. Dr. Gilberto Joaquim Fraga
Departamento de Economia-Universidade Estadual de Maringá

Prof. Dra. Marcia Regina Gabardo da Camara
Departamento de Economia-Universidade Estadual de Londrina

Dedico
Às minhas amadas,
mãe, Cristina e Victória, namorada.

Agradecimentos

Gostaria de agradecer, em primeiro lugar, ao professor doutor José Luiz Parré, sem ele este trabalho não teria acontecido, pois me deu apoio não só como orientador, mas como amigo.

Agradeço também aos membros componentes da banca de defesa, professora doutora Márcia Regina Gabardo da Camara, que juntamente com o professor doutor Gilberto Joaquim Fraga, aceitaram participar deste fim de ciclo.

Agradeço à minha mãe, pelo apoio incondicional que sempre me deu, para que eu conseguisse atingir tais objetivos, sempre me incentivando. Agradeço à minha namorada Victória, pois ela também me deu forças quando precisei.

Durante o curso de mestrado fiz bons amigos, os quais agradeço a companhia, Ítalo, Thomás, Allan, Erica, Wesley, Alessandro, Amaral, Willian, Matheus, Reinaldo, Denise, Luma, Ângelo, Paloma, Yohana, enfim muitos outros que não cabem neste breve texto.

Agradeço aos professores do Programa de Pós Graduação em Economia que me passaram conhecimento e experiência. Agradeço à secretária Denise, sempre disposta a ajudar.

Perdoem-me a injustiça de deixar de mencionar o nome de outrem, que forte ou fracamente passou pela minha formação acadêmica ou pessoal. Gostaria de poder citar todos que cruzaram meu caminho, pois parto do principio que não sou apenas eu, mas um resultado da contribuição e inspiração que cada pessoa me proporcionou.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	13
2	REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1	Formalização Genérica do modelo: A Função de Produção.....	17
2.2	Formalização Específica do Modelo: A Função Cobb-Douglas.....	20
2.3	Agronegócio e Produtividade.	21
2.3.1	A produtividade do agronegócio na ciência econômica.....	21
3	METODOLOGIA	33
3.1	Econometria Espacial.....	35
3.1.1	Matrizes de Peso Espacial	36
3.2	Análise Exploratória dos Dados Espaciais	43
3.2.1	Autocorrelação Espacial Global	43
3.2.2	Autocorrelação Espacial Local.....	46
3.3	O Modelo Econométrico Espacial	47
3.3.1	Modelo Econométrico A-Espacial.....	48
3.3.2	Modelo Econométrico Com Defasagem Espacial.....	52
3.3.3	Apresentação das Variáveis do modelo.....	52
3.3.4	Modelo Econométrico Com Erro Espacial.....	54
3.3.5	Procedimento Para Identificar O Modelo Espacial	55
3.4	Índice de Produtividade Agrícola	56
4	ANÁLISES DOS RESULTADOS OBTIDOS	58
4.1	A Regionalização da Agricultura Paranaense.....	58
4.2	Resultados Empíricos.....	60
4.3	Detecção da Autocorrelação Espacial.....	71
4.3.1	Autocorrelação Espacial Global	72
4.3.2	Autocorrelação Espacial Local.....	78
4.4	Estimação do Modelo Econométrico Espacial	87
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	93
6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	95
7	APÊNDICE A	100
8	APÊNDICE B	110
9	APÊNDICE C	115
10	ANEXO 1	116

Índice de Tabelas

Tabela 1 - Matriz binária de pesos espaciais para as regiões brasileiras na convenção rainha	38
Tabela 2 – Municípios de maior produção agrícola no ano de 2010.....	62
Tabela 3 - Municípios paranaenses <i>outliers</i> de produtividade agrícola no ano de 2010.....	66
Tabela 4 - <i>I</i> de <i>Moran</i> Global Univariado da Produtividade	72
Tabela 5 – Estimação do Modelo por Mínimos Quadrados Ordinários	88
Tabela 6 – Teste do Multiplicador de Lagrange para a regressão (1)	89
Tabela 7- - Teste do Multiplicador de Lagrange para a regressão (2).....	90
Tabela 9 – Modelo Estimado por Máxima Verossimilhança com defasagem espacial no termo de erro	91

Índice de Quadros

Quadro 1 - Municípios Discriminados Por Tipo de Dependência Espacial	82
--	----

Índice de Figuras

Figura 1 - Tipos de contiguidade nas unidades espaciais	37
Figura 3 - Defasagem espacial com grades regulares.....	41
Figura 4 - Mapa de dispersão de Moran	45
Figura 5 - Mapa <i>Quantile</i> da produção agrícola no Estado do Paraná.....	61
Figura 7 – Mapa <i>Quantile</i> de Produtividade Agrícola no Paraná em 2010.....	64
Figura 8 – Mapa de <i>Outliers</i> de Produtividade Agrícola no Paraná em 2010.....	65
Figura 10 - <i>I de Moran</i> Global Multivariado (capital humano, tecnologia, qualidade da terra e qualidade do trabalho)	76
Figura 12 - <i>I de Moran</i> Multivariado (temperatura).....	78
Figura 13 - Mapa de Significância LISA Univariado.....	79
Figura 14 - Mapa de <i>Clusters</i> LISA Univariado da Produtividade	80
Figura 16 – <i>I de Moran</i> Local Multivariado (capital humano, tecnologia, qualidade da terra e qualidade do trabalho)	84
Figura 17 - <i>I de Moran</i> Local Multivariado (área relativa, rodovias pavimentadas, rodovias não pavimentadas e chuva).....	85
Figura 18 - <i>I de Moran</i> Local Multivariado (Temperatura)	86

RESUMO

Este trabalho teve como objetivo estimar um modelo econométrico espacial para explicar a distribuição da produtividade agrícola entre os municípios paranaenses no ano de 2010. Como hipótese foi considerado a existência de autocorrelação e heterogeneidade espacial da produtividade agrícola e de seus determinantes. Para isso, foi calculado um índice de produtividade agrícola da terra e foi selecionado mediante revisão de literatura, as variáveis determinantes do modelo. Por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais identificou-se a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial das variáveis estudadas. Também identificou-se *clusters* de produtividade do tipo alto-alto nas regiões Metropolitana, Centro-Oriental, Oeste e Sudoeste. O modelo espacial utilizado foi o modelo de defasagem no termo de erro, pois apresentou Teste de Multiplicador de Lagrange Robusto significativo. O tipo de contiguidade da matriz de peso que apresentou maior Índice de *Moran* foi a matriz do tipo rainha. Por fim, concluiu-se que os aspectos de localização são essenciais no estudo da produtividade agrícola e que as variáveis que mostraram maior relevância na estimação do modelo foram a qualidade da terra, área relativa e o termo de erro defasado espacialmente.

PALAVRAS CHAVE: AUTOCORRELAÇÃO. HETEROGENEIDADE. PRODUTIVIDADE. AGRICULTURA. ECONOMETRIA ESPACIAL.

ABSTRACT

This study aimed to estimate an econometric model to explain the spatial distribution of agricultural productivity between the municipal districts of Paraná in 2010. The hypothesis considered was the existence of autocorrelation and spatial heterogeneity of agricultural productivity and its determinants. We calculated an index of agricultural productivity of the land and the key variables of the model was selected through a literature review. Through Exploratory Spatial Data Analysis was identified the spatial autocorrelation and spatial heterogeneity of the studied variables. Also identified productivity clusters of the type high-high in the regions Metropolitan, East-Central, West and Southwest. The spatial model used was the lag in the error term, because it showed significant Lagrange Multiplier Robust Test. The type of contiguity weight matrix with the highest Moran index was the array of type queen. Finally, this work concluded that the aspects of location are essential in the study of agricultural productivity and the variables that showed greater relevance in the estimation of the model were soil quality, relative area and spatially lagged error

KEY-WORDS: AUTOCORRELATION. HETEROSCEDASTICITY. PRODUCTIVITY. AGRICULTURAL. SPATIAL ECONOMETRICS.

1 INTRODUÇÃO

A produtividade agrícola está intimamente relacionada com o progresso tecnológico, e eficiência na alocação de recursos da economia, portanto um estudo que busque explicar a variação da produtividade agrícola entre os municípios no Estado do Paraná é de grande importância para a sociedade. Isso acontece, pois um maior entendimento de quais são os determinantes da produtividade agrícola possibilita um melhor planejamento ao se criar políticas públicas e/ou realizar investimentos privados para a agricultura

Na literatura referente a este tema podem ser citados alguns trabalhos que visaram estimar os fatores condicionantes da produtividade agrícola para o Brasil (PEREIRA, 1995; GASQUES; CONCEIÇÃO, 1997; GASQUES *et al.*, 2004a; VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2001a; OZAKI; 2008; MENDES; TEIXEIRA; SALVATO, 2009; VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2012). Estes trabalhos utilizaram como metodologia, principalmente a econometria em séries temporais, sendo que o fator espacial foi desconsiderado pelos autores em questão. Sendo assim tornou-se relevante discutir o problema da inclusão do peso espacial na estimação dos determinantes da produtividade.

Diversos temas foram abordados pela econometria espacial, o setor agropecuário, industrial, e outros (PEROBELLI *et al.*, 2007; PINHEIRO, 2007; MORO, 2006). Os resultados obtidos utilizando este método de análise têm demonstrado resultados relevantes por incorporar questões não consideradas pela econometria a-espacial¹ Neste contexto surgiu a necessidade de pesquisas no tema referente aos determinantes da produtividade agrícola paranaense considerando-se as características espaciais do objeto de estudo, ou seja, sua localização.

Com isso, o estudo procura responder, quais os determinantes da produtividade agrícola dos municípios paranaenses considerando-se a metodologia da econometria espacial? Utilizando este método foi estimado um modelo que busque explicar o que determina a produtividade agrícola dos municípios paranaenses considerando-se o efeito de sua localização. Assim, pôde-se identificar como se distribuiu a produtividade agrícola e seus

¹ Entende-se econometria a-espacial por um método de análise econométrica que não leva em consideração variáveis espaciais e com isso ignoram a existência de dependência espacial e heterogeneidade espacial nos dados. Para maiores detalhes ver Almeida (2004)

determinantes entre os municípios paranaenses no ano de 2010 e se ocorreu no Estado aglomerados ou *clusters* de produtividade.

Além disso, os padrões de crescimento agregado da produção agrícola são relativamente bem conhecidos, mas estudos sobre determinantes da produtividade de fatores são menos frequentes, embora potencialmente contribuam para uma melhor compreensão desse tópico, e para apoiar formuladores de política agrícola (VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2012).

Segundo Gasques *et al.* (2004a), a contribuição deste tipo de pesquisa se confirma em dois aspectos: suprir falhas no conhecimento da dinâmica de crescimento da agropecuária, setor que é importante para a economia; e utilizar os resultados para políticas, uma vez que o trabalho se refere a instrumentos fundamentais quando se trata de políticas para a agricultura.

Conforme Ahearn *et al.* (1998), o entendimento das fontes de crescimento da produtividade é de interesse em razão da importância econômica das ligações entre crescimento da produtividade e nível de vida da sociedade.

Para o cálculo do índice de produtividade optou-se pelo Índice de Produtividade Parcial (PPF)², pois Gasques *et al.* (2004b) argumentou que no Brasil existe grande interesse por pesquisas utilizando a abordagem da produtividade parcial ao analisar a agricultura brasileira. Uma das justificativas apresentadas foi a dificuldade de se trabalhar com indicadores mais abrangentes como a Produtividade Total dos Fatores (PTF)³ No caso, o uso de tal indicador encontrou dificuldades pela limitação ou mesmo ausência de informações, especialmente em relação aos insumos, embora entraves também contemplaram a mensuração do produto.

O presente trabalho teve como objetivo geral estimar um modelo econométrico espacial para encontrar os determinantes da produtividade de grãos dos municípios paranaenses para o ano de 2010. Como objetivos específicos, este trabalho apresentou o cálculo do índice de produtividade parcial da terra; seguido da análise exploratória de dados espaciais de tal índice e das variáveis explicativas do modelo estimado; com isso buscou-se,

² A Produtividade Parcial de Fatores se resume no cálculo de um índice com apenas um insumo como denominador de seu quociente.

³ Já a Produtividade Total de Fatores é o cálculo do índice usando-se um fator que represente todos os insumos do produto em questão como seu denominador.

por fim, verificar a presença de heterogeneidade espacial e autocorrelação espacial das variáveis em questão.

Na literatura em questão listam-se diversas variáveis como fatores explicativos de produtividade, seja a Produtividade Total dos Fatores (PTF) ou a Produtividade Parcial dos Fatores (PPF).Primeiro foram selecionadas as variáveis representativas para a produtividade agrícola dos municípios paranaenses e seus determinantes. Com isso, realizou-se uma análise exploratória de dados espaciais (AEDE) a partir da seleção das variáveis em questão. Procurou-se, com isso, diagnosticar a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial, o que por sua vez corroborou com a inclusão de uma variável de peso espacial no modelo a ser estimado. Sendo assim, foi realizada a estimação de um modelo com o intuito de explicar a variação da produtividade agrícola entre os municípios paranaenses.

A hipótese do estudo consiste no fato de que a localização de um município tenha influência sobre sua produtividade agrícola. Isso foi constatado pois a produtividade agrícola se distribuiu de forma heterogênea entre os municípios paranaenses e se formaram *clusters* ou aglomerações de produtividade agrícola entre os municípios. Outra hipótese deste trabalho foi a existência da autocorrelação espacial da produtividade agrícola entre as cidades do Estado do Paraná, ou seja, o desempenho produtivo de um município tende a influenciar o desempenho produtivo de seus vizinhos.

Constatou-se que existem autocorrelação espacial e heterogeneidade espacial na produtividade agrícola paranaense. E que os aspectos de localização também influenciam os determinantes da produtividade agrícola. Além disso, destacou-se a formação de aglomerados produtivos do tipo alto-alto nas regiões Metropolitana, Centro-Oriental, Oeste e Sudoeste. O modelo de defasagem espacial utilizado foi o modelo de defasagem espacial no termo de erro, com matriz de peso de contiguidade do tipo rainha. Os resultados estimados mostraram que a qualidade da terra, a área relativa e principalmente o termo de erro defasado espacialmente possuem relevância estatística na determinação da produtividade agrícola dos municípios paranaenses.

Este estudo foi estruturado em 5 partes incluídas esta introdução, e um referencial teórico. O terceiro capítulo descreveu a metodologia utilizada no trabalho que consistiu na: apresentação do modelo e uma discussão a respeito da Análise Exploratória de Dados

Espaciais (AEDE) e da Econometria Espacial. O quinto capítulo tratou dos resultados obtidos e em seguida foram feitas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

No que se refere ao embasamento teórico, este trabalho pautou-se inicialmente na teoria da produção, que remete aos estudos da microeconomia. Ao analisar a produtividade agrícola da terra no Paraná utilizou-se primeiramente o conceito de produção, ou melhor, o conceito de função de produção, para que assim fosse possível o estudo da produtividade.

2.1 Formalização Genérica do modelo: A Função de Produção

Conforme Pindyck e Rubinfeld (2006) uma função de produção mostra o produto máximo que uma empresa pode obter para cada combinação específica de insumos, ou seja, ela descreve o resultado da interação entre os recursos disponíveis, como capital, trabalho e matérias-primas. No caso da produção agrícola, os insumos abordados são basicamente terra, capital, trabalho e tecnologia.

Formalmente, em sua concepção básica, a quantidade produzida de determinada firma é expressa por:

$$Q = f\{K, L\} \quad (1)$$

Em que Q é a quantidade produzida pela combinação dos fatores ou insumos de produção da unidade produtiva a ser estudada. Como mostra a equação (1), os insumos são capital K e trabalho L , respectivamente.

Este arcabouço teórico é utilizado nas mais diversas situações quando se estuda fenômenos da economia, nos casos em que o objetivo é estimar os determinantes de alguma variável de interesse. Podemos citar aqui alguns trabalhos como Pinheiro (2007) que estimou uma função de produção para o Valor Bruto da Produção Agropecuária no Paraná, Barros (2003) que estimou uma função de produção do estado de saúde para a população de Portugal, Albernaz, Ferreira e Franco (2002) que estimaram uma função de produção para o ensino básico brasileiro, De Andrade Júnior *et al.* (2001) utilizaram uma função de produção para

estimar os determinantes de estratégias ótimas de irrigação para a cultura de melancia no Piauí.

Enfim, tal teoria apresenta uma infinidade de aplicações, sendo que neste trabalho especificamente foi adaptada para a formalização da função de produtividade, diferentemente da função de produção. Tal diferença consiste no tratamento algébrico da função de produção agrícola, descrita da seguinte forma.

$$Q = f\{K, L, T\} \quad (2)$$

Em que o termo T representa o insumo terra, e as demais variáveis são as mesmas da equação (1). Desta forma, ainda descrevendo a função de produção, acrescentou-se a especificação do insumo terra como determinante da função. Lopes (2004) utiliza esta formalização para avaliar a convergência da produtividade da terra para a agricultura brasileira no período de 1960 a 2001.

Lopes (2004) inicia sua análise a partir do modelo de crescimento de Solow, que no caso, trata-se de um modelo dinâmico (temporal). Solow (1956) desenvolveu dois modelos básicos de crescimento econômico. O primeiro modelo aborda o crescimento econômico sem considerar a tecnologia em sua análise e o segundo modelo acrescenta o fator tecnologia como determinante da produção. Na concepção sem tecnologia, a quantidade produzida da economia depende das quantidades de capital e trabalho existentes:

$$Q = F\{K, L\} \quad (3)$$

Em que Q é a quantidade produzida, e K e L são as quantidades de capital e trabalho, respectivamente.

Outra maneira de descrever esta equação é apresentá-la em termos relativos, ou seja, dividindo cada termo da equação por L em que obtemos:

$$\frac{Q}{L} = F\left\{\frac{K}{L}, \frac{L}{L}\right\} \quad \text{ou} \quad q = f\{k\} \quad (4)$$

Onde q representa a quantidade por trabalhador ou, da mesma maneira, a produtividade do trabalho. De forma análoga k representa a quantidade de capital por trabalhador. Como $\frac{L}{L} = 1$ ele pode ser ignorado na função (MANKIWI, 2008, p.139).

No modelo com tecnologia as especificações de forma geral sofrem o incremento da tecnologia, representada por A , que é uma constante que multiplica um dos termos do lado direito da equação (4), como se segue:

$$Q = F\{K, (AL)\} \quad (5)$$

Colocando em termos relativos ao trabalho têm-se:

$$\frac{Q}{L} = f\left\{l, \frac{K}{L}, \left(\frac{AL}{L}\right)\right\} \quad \text{ou} \quad q = f\{k, A\} \quad (6)$$

Isto significa que a produção por trabalhador ou produtividade do trabalho, neste caso, depende do capital por trabalhador e da tecnologia. Sendo assim, Lopes (2004) demonstra como a tecnologia é inserida no modelo, ou seja, passa a ser uma variável explicativa⁷.

Para este estudo da produção agrícola, primeiramente optou-se pela utilização do modelo apresentado anteriormente em sua forma estática, ou seja, considerando-se o objeto de pesquisa em um período no tempo, no caso o ano de 2010. Isto se justifica pela adequação à metodologia de corte seccional utilizada para a estimação do modelo econométrico aqui apresentada.

A partir da equação (5) pode-se descrever a equação genérica para o modelo de produção agrícola em sua forma absoluta, considerando a produção em função da tecnologia, capital, trabalho e terra.

$$Q = F\{K, L, (AT)\} \quad (7)$$

Poderíamos demonstrar a forma relativa para a variável ‘trabalho’ ou para a variável ‘terra’, como o objetivo do trabalho é tratar da produtividade da terra, fez-se o mesmo procedimento feito (6) para demonstrar a equação em termos relativos, porém, neste caso usou-se a variável terra como denominador, sendo assim dividiu-se os termos da equação por T :

$$\frac{Q}{T} = f\left\{l, \frac{K}{T}, \frac{L}{T}, \left(\frac{AT}{T}\right)\right\} \quad \text{ou} \quad q = f\{k, l, A\} \quad (8)$$

⁷ Lopes (2004, p.21) demonstra detalhadamente como a constante A é inserida no modelo Solow chegando à forma específica da função de produção Cobb-Douglas $y = k^\alpha A^{1-\alpha}$.

Por fim, a formalização genérica do modelo, de acordo com a equação (7), expressa que a produção por unidade de terra ou a produtividade da terra (q) depende da intensidade de capital por unidade de terra (k), do número de trabalhadores por unidade de terra (l) e da tecnologia (A). No trabalho a unidade de terra que será utilizada é o hectare, na seção quatro que trata da metodologia, seguem os detalhes do cálculo do índice.

2.2 Formalização Específica do Modelo: A Função Cobb-Douglas

Conforme Pindyck (2006) uma função Cobb-Douglas, na sua forma simplificada é representada da seguinte maneira:

$$F\{K, L\} = AK^\alpha L^\beta \quad (9)$$

Em que a K e L são as variáveis determinantes da função e A , α e β são constantes.

Da mesma maneira, a função de produção agrícola no formato de função de produção do tipo Cobb-Douglas fica descrita:

$$F\{K, L, T\} = AK^\alpha L^\beta T^\gamma \quad (10)$$

Em que a K , L e T são as variáveis determinantes da função e A , α , β e γ são constantes. Esta equação apresenta a forma específica da função de produção agrícola a ser estimada e pode ser reescrita conforme Lopes (2004):

$$F\{K, L, T\} = K^\alpha L^\beta (AT)^\gamma \quad (11)$$

Escrevendo a função em termos relativos à variável terra tem-se:

$$F\left\{\frac{K}{T}, \frac{L}{T}, \frac{T}{T}\right\} = \frac{K^\alpha}{T} \frac{L^\beta}{T} \left(\frac{AT}{T}\right)^\gamma \quad (12)$$

Ou

$$f\{k, l, A\} = k^\alpha l^\beta A^\gamma, \text{ portanto } q = k^\alpha l^\beta A^\gamma \quad (13)$$

Assim fica representado, em sua forma específica, o modelo de produtividade agrícola da terra a partir de uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, equação (13), sendo que a produtividade agrícola da terra q é uma função de capital por hectare, trabalho por hectare, e da tecnologia. Por último, aplicando o logaritmo natural da equação, definiu-se sua forma linear:

$$\ln f(k, l, A) = \ln k^\alpha l^\beta A^\gamma \quad (14)$$

$$\ln f(k, l, A) = \alpha \ln k + \beta \ln l + \gamma \ln A \quad \text{ou} \quad \ln q = \alpha \ln k + \beta \ln l + \gamma \ln A \quad (15)$$

Por fim, o modelo linear estimado fica formalmente especificado, representando que a produtividade agrícola da terra é uma função de capital por hectare, trabalho por hectare e da tecnologia e α , β e γ são os parâmetros a serem estimados.

2.3 Agronegócio e Produtividade.

No decorrer desta seção foram apresentados estudos que tratam da produtividade do agronegócio na economia brasileira. Além disso, realizou-se uma revisão no que se refere à produtividade agrícola, discorrendo em relação à maneira que este tema vem sendo abordado pela ciência econômica atual.

2.3.1 A produtividade do agronegócio na ciência econômica.

Na literatura pesquisada se encontram diversos métodos de mensuração de produtividade, os pesquisadores buscaram abordar tanto a produtividade total dos fatores (PTF) quanto a Produtividade Parcial dos Fatores (PPF). Além do mais, abordaram o assunto calculando a produtividade para o agronegócio como um todo ou apenas para a produtividade exclusivamente agrícola.

Em Vicente, Anfalos e Caser (2012), produtividade foi mensurada pelo quociente de um índice de produção (que parte das quantidades produzidas de cada produto e seus respectivos preços), por um outro do uso de fatores, para tal utilizou-se a fórmula de Fisher como numerador e como denominador, a produtividade física da terra. Os autores ainda ressaltaram que

Mais recentemente passou a ser considerada também a produtividade do trabalho. Christensen (1975) discute a reconhecida inadequação de índices parciais de produtividade e Vera Filho e Tollini (1979) argumentaram que essas medidas podem acarretar erros em comparações multilaterais, e sugerem a utilização de índices de produtividade total ou, pelo menos, índices de produtividades parciais referentes aos fatores mais importantes. Alves (1979), embora reconhecendo a dificuldade de se calcular índices de produtividade total no Brasil, devido à carência de dados, defende seu uso como uma medida mais adequada; enfatiza que há casos em que um aumento na produtividade da terra é conseguido às custas de recursos mais dispendiosos para a economia do que aquele que está sendo poupado. (VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2012, p.2).

Fez-se também no referido trabalho um índice de uso de fatores tomados agregadamente, considerando os fatores terra, trabalho, fertilizantes, máquinas, sementes e agrotóxicos, este índice foi considerado pelos autores uma medida adequada da produtividade agrícola. Após calculados, procurou-se explicar os índices de produtividade de fatores através de variáveis representativas do capital humano, da tecnologia empregada, da qualidade das terras e do trabalho, e das condições do tempo.

A produtividade de fatores na agricultura (setor de lavouras), em 1995, era maior nas Unidades da Federação localizadas nas regiões Sudeste e Centro-Oeste. A intensidade do uso de insumos modernos substitutos da terra – agrotóxicos e fertilizantes – afetou positivamente a produtividade total de fatores. Já as máquinas, substitutas da mão-de-obra, não apresentaram significância da intensidade do uso do trabalho, o que pode indicar certa ineficiência no processo de mecanização da agricultura. A qualidade das terras apareceu como importante determinante da produtividade agrícola, embora seja esperado que se torne menos relevante com o tempo, já que a modernização deve ampliar os horizontes da agricultura. A escolaridade da população rural aparenta ser fator essencial para a produção eficiente na agricultura, ressaltando a importância de investimentos em educação para o aumento da competitividade, mesmo no setor primário da economia (VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2012).

Diversos estudos mostraram que no Brasil existe grande interesse por pesquisas que utilizem a abordagem da produtividade parcial ao analisar a agricultura brasileira. Uma das justificativas apresentadas é a dificuldade de se trabalhar com indicadores mais abrangentes como a Produtividade Total dos Fatores (PTF). No caso, o uso de tal indicador encontra dificuldades pela limitação ou mesmo ausência de informações, especialmente em relação aos insumos, embora entraves também contemplem a mensuração do produto (GASQUES *et al.*, 2004a)

A Produtividade Parcial dos Fatores (PPF) é expressa pela relação entre o produto e um único fator de produção. Ela mede como o produto por unidade de insumo varia no tempo, ignorando a contribuição de outros fatores (WEN, 1993). A PPF mais abrangente, usada para a economia como um todo é o índice de produtividade do trabalho definida como produção por trabalhador. A produção pode ser medida em termos de um único produto, podendo ser expressa em quantidade ou como um agregado de produtos, indicando, neste último caso, quais preços devem ser usados para agregação. Para fazer comparações ao longo do tempo, os preços usados devem ser reais ou constantes (FAO, 2000). O índice de PPF mais usado na agricultura é a produção por unidade de área ou produtividade da terra (GASQUES *et al.*, 2004a).

A Produtividade Total dos Fatores (PTF) é uma relação entre todos os produtos, expressos por meio de índice, e os insumos totais, também expressos por meio de índice. Se a relação entre o total de produto e de insumos totais é crescente, então a relação pode ser interpretada como que mais produto pode ser obtido para um dado nível de insumos (AHEARN *et al.*, 1998). A taxa de crescimento da PTF é a de crescimento do índice agregado de insumos. O crescimento da PTF capta o crescimento do produto que é devido ao uso mais eficiente dos fatores de produção, proporcionado pela melhoria tecnológica. Diferenças na PTF da agropecuária ao longo do tempo podem resultar de vários fatores. Estes incluem: diferenças na eficiência (menos que o máximo de produto é produzido a partir de uma cesta de insumos em determinado período de tempo); variação na escala ou no nível de produção ao longo do tempo, quando o produto por unidade de insumo varia com a escala de produção; ou mudança tecnológica (AHEARN *et al.*, 1998).

Existem vários fatores que podem afetar a produtividade agrícola. As pressões sobre os preços relativos de insumos são usualmente citadas como fonte de inovação técnica na agricultura, denominada como conceito de inovação induzida. Os agricultores são sensíveis a mudanças nos preços relativos dos insumos. Se o salário da mão-de-obra eleva-se em relação ao preço do capital, os agricultores tenderão a usar mais capital em lugar de trabalho. Essa mudança dos preços relativos também pode induzir as firmas privadas a desenvolver novas tecnologias que poupam trabalho em relação ao insumo mais dispendioso (AHEARN *et al.*, 1998; ROSEGRANT E EVENSON, 1992)

O crescimento do produto pode resultar do aumento do uso dos insumos ou do aumento da produtividade. Tendo em vista que a produtividade residual é calculada como a diferença entre a taxa de crescimento do produto e a de crescimento dos insumos, a produtividade é o resultado de mudança tecnológica e de muitos outros fatores. As medidas de produtividade, segundo Ahearn *et al.* (1998), não oferecem qualquer informação acerca do papel em separado de cada um desses fatores. Contudo, eles argumentam que o entendimento das fontes de crescimento da produtividade é de interesse em razão da importância econômica das ligações entre crescimento da produtividade e nível de vida da sociedade.

Rosegrant e Evenson (1992), ao analisar as fontes de crescimento da produtividade de lavouras no sul da Ásia, utilizaram diversas variáveis, como salário real, educação, pesquisa, extensão e preços relativos, entre outras. Àvila e Evenson (1995) analisaram os efeitos de pesquisa e desenvolvimento sobre a Produtividade Total de Fatores na agropecuária brasileira em uma das escassas experiências sobre esse tipo de trabalho no país. Mais recentemente, Aheran *et al.* (1998) mostraram que diversas fontes têm sido identificadas na literatura como as mais importantes para a mudança da produtividade na agricultura, são elas: pesquisa e desenvolvimento; extensão; educação; infraestrutura; ; e programas de governo. No mesmo sentido, um estudo da FAO (2000) apontou como condicionantes do crescimento da Produtividade Total dos Fatores (PTF), os dispêndios em pesquisa, extensão, escolaridade e infraestrutura.

Pereira (1999) escreveu a respeito da evolução tecnológica e do crescimento da produtividade total dos fatores do setor agropecuário, para o período de 1970 à 1996. O autor considerou como unidades de análise os Estados, as Regiões e o Brasil. Como metodologia deste trabalho foi calculado o índice de Malmquist e feita uma Análise de Envoltória de Dados, que segundo ele, permitiu superar limitações encontradas até então, no que se refere à impossibilidade de utilização de quantidades de certos insumos que possuem difícil estimação monetária.

A possibilidade de utilização de quantidade produzida ganhou relevância quando se fez uma análise temporal e o objeto estudado por Pereira (1999) passou por um período de altos índices de inflação. Os resultados do autor apontaram um crescimento tecnológico acentuado para o período e ganhos de produtividade dos fatores. Além disso, o autor observou

que o progresso tecnológico não foi uniformemente distribuído pelo país, se concentrando, conforme ele, nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste.

Vicente (2003) analisou a tecnologia, eficiência e produtividade total de fatores na agricultura brasileira para o período de 1970 a 1995. Para isso, o autor utilizou a Análise Envoltória de Dados (DEA), com dados ao nível de Unidades da Federação. Ao calcular o Índice de Malmquist o decompôs em dois componentes: mudança técnica e mudança de eficiência. Seus resultados mostraram maiores crescimentos de produtividade nas regiões Centro-Oeste, sudeste e Sul. O progresso tecnológico, conforme o autor, foi o fator mais importante nas regiões de agricultura mais avançada. Ressalta ainda que os aumentos de eficiência foram os principais componentes em regiões de agricultura de baixa tecnologia. Por fim, o autor revela que as regiões Norte e Nordeste apresentaram involução tecnológica no período estudado.

Santos (2004) argumentou a respeito da importância que a agropecuária têm na economia brasileira, como geradora de divisas, empregos, produção de matérias-primas para o setor industrial, alimentos entre outras funções. A partir disso, ela afirmou que a agropecuária foi um setor fundamental para o desenvolvimento do país. Com isso, um fator importante para este setor, que de acordo com a autora, apresentou pouca diferenciação, é o ganho de produtividade. A autora afirmou que estudos neste tema vêm demonstrando ganhos de produtividade na agropecuária brasileira. Com isso, constatou também que, no Brasil, existem disparidades entre os estados e municípios.

A partir desta percepção, Santos (2004) analisou alguns municípios do Paraná, mais especificamente da região da Associação dos Municípios do Setentrão Paranaense (AMUSEP), utilizando indicadores parciais de produtividade e um indicador de eficiência técnica baseado na Análise Envoltória dos Dados (DEA). Os resultados foram relacionados com o Material que originou os Solos (MOS)⁸ e as atividades agropecuárias desenvolvidas nos municípios. Como resultados, a autora evidenciou o aumento dos indicadores parciais de produtividade da terra – lavouras (IPPTL), da terra – pecuária (IPPTP) e do trabalho (IPPL) para a AMUSEP, no período de 1970 a 1995/1996, e queda da produtividade do capital (IPPK) para a região⁹. A autora ainda ressaltou que com base no IPPTL e no IPPTP que não

⁸ Para melhor entendimento a respeito da MOS ver Asamoto (2001)

⁹ Para maiores detalhes sobre os índices Parciais de Produtividade ver Santos (2004)

se pode dizer que existe relação significativa entre MOS e os indicadores parciais e de eficiência técnica. Logo, o que ela observou é que o tipo de atividade que influenciou os níveis de produtividade e eficiência técnica independe do MOS.

Cabe lembrar que a autora utilizou para calcular o Indicador De Produtividade Parcial pela divisão do valor total de produção de lavouras pelo total de hectares utilizados em lavouras, no caso da produtividade da terra de lavouras. No IPP da terra para pecuária a autora dividiu o valor de produção da pecuária pelo total de hectares utilizados na pecuária. Para o Indicador Parcial da Produtividade do Trabalho, Santos (2004) dividiu o valor total da produção agropecuária pelo número de trabalhadores utilizados na agropecuária. Por último, no cálculo do Indicador Parcial de Produtividade do Capital, a autora dividiu o valor da produção agropecuária pelo número de tratores utilizados na pecuária.

Gasques *et al.* (2004a) utilizaram para estimar o crescimento da Produtividade Total dos Fatores; dispêndios realizados pela Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (Embrapa) em pesquisa e desenvolvimento; desembolso em crédito rural; e relação de trocas da agropecuária, para as duas primeiras variáveis explicativas o período da série foi de 1975 a 2002 e o período para a variável relação de trocas foi de 1986 a 2002. Para calcular a Produtividade Total dos Fatores Gasques *et al.* (2004a) utilizaram o índice de Tornqvist e sua construção requer a disponibilidade de preços e quantidades para todos os produtos e os insumos utilizados. Os fatores utilizados foram: terra; pessoal ocupado; máquinas agrícolas automotrizes; e fertilizantes e defensivos agrícolas.

Os resultados de Gasques *et al.* (2004a) apontaram que gasto com pesquisa e crédito rural têm efeito sobre a Produtividade Total dos Fatores (PTF) e que os efeitos mais expressivos, como esperado, ocorrem com defasagens. No caso da relação de preços, não se observou relação significativa estatisticamente entre essa variável e a PTF. Os autores justificaram este fato pelo pequeno número de observações da amostra, o que não permitiu que um padrão sistemático dessa variável fosse captado.

Vicente, Anefalos e Caser (2001a) calcularam a produtividade agrícola por um quociente de um índice de produção (que parte das quantidades produzidas de cada produto e seus respectivos preços) por outro índice de uso de determinado fator ou fatores, o que conduz, segundo os autores, ao “problema dos números-índice”, ou melhor, da escolha de

fórmula mais adequada para representar a produtividade da agricultura. Comumente, a escolha dentre as diversas formas existentes na literatura era feita baseada nos testes lógicos definidos por Fisher em seus textos clássicos, segundo os autores

Diewert (1976) demonstrou que o índice de Törnqvist é exato para uma forma agregativa translog homogênea (e, portanto, superlativo) e que a fórmula de Fisher é exata para uma função agregativa quadrática de ordem dois homogênea (e, portanto, superlativa) (VICENTE; ANEFALOS; CASER, 2001a).

Esta primeira dúvida deu-se em função da escolha do numerador do índice de produtividade. Outra discussão foi a escolha do denominador desse índice. A medida mais comumente utilizada neste caso é a produtividade física da terra (com a área agregada das culturas servindo como referência) ou a produtividade do trabalho.

Na literatura em questão existe também o questionamento de qual tipo de índice de produtividade de fatores utilizar. Tal dilema ocorre entre escolher o Índice de Produtividade Total ou o Índice de Produtividade Parcial dos fatores (CHRISTENSEN, 1975; VERA FILHO E TOLLINI, 1979; ALVES, 1979; GASQUES *et. al.*, 2004)

Como metodologia de mensuração da produtividade agrícola, Perobelli *et al.*, (2007) utilizaram o cálculo de Produtividade Parcial de Fatores (PPF), mais especificamente a produtividade física da terra, que consiste na razão simples entre a produção agrícola (somou-se lavouras permanentes e temporárias) medidas em quilogramas, e a área plantada (para lavouras permanentes e temporárias, da mesma forma que a produção) medida em hectares. Tal forma torna o cálculo da produtividade mais parcimonioso, minimizando a manipulação dos dados.

Perobelli *et al.*. (2007) estudaram os aspectos espaciais da produtividade agrícola brasileira para o período de 1991 a 2003. Conforme os autores a produtividade agrícola é marcada por padrões de localização representados pelos chamados efeitos espaciais, que são a heterogeneidade espacial e a autocorrelação espacial. Seu trabalho analisou, exclusivamente, os efeitos espaciais que influenciam a produtividade na agricultura brasileira para três momentos – 1991, 1997 e 2003 – em nível microrregional. Para tal, utilizaram a análise exploratória de dados espaciais. Seus principais resultados mostraram que a produtividade agrícola no Brasil está crescentemente relacionada no espaço ao longo do tempo. Constataram ainda que existem dois *clusters* do tipo alto-alto (AA): um deles localiza-se no Estado de São

Paulo e partes do Centro-Oeste, enquanto o outro *cluster* AA encontra-se no litoral nordestino.

Franco e Pereira (2008) analisaram o crescimento da agropecuária paranaense no período de 1970 a 2004, fazendo uma relação com as políticas econômicas adotadas pelo governo no mesmo período. Para isso, realizaram uma pesquisa bibliográfica sobre a modernização da agricultura e inovações tecnológicas ocorridas no setor agropecuário e sua influência sobre as transformações do setor e nos ganhos de produtividade. Também foram calculados indicadores de produtividade da terra para os principais produtos ligados ao mercado externo e interno; taxas geométricas de crescimento da produtividade, da quantidade produzida e das áreas colhidas destas lavouras; e indicadores censitários sobre os principais fatores de produção utilizados na agropecuária (terra, mão-de-obra, tratores e fertilizantes)

Os resultados apresentados por Franco e Pereira (2008) evidenciaram que o Paraná esteve inserido no processo de modernização tecnológica, e este foi o fator que proporcionou o bom desempenho do setor nos períodos de menor incentivo governamental (década de 1980) e de maior concorrência internacional (pós-1990). Além disso, os autores constataram que entre 1970 e 1980, os produtos destinados à exportação se mostraram mais dinâmicos que os destinados ao mercado interno, porém, durante 1988 e 2004 esse quadro se inverteu para o Brasil e o Paraná, com os produtos destinados ao mercado interno apresentando taxas de crescimento superiores às dos produtos destinados à exportação.

Gonçalves (2008) analisou a produtividade total dos fatores de produção e as produtividades parciais para a agroindústria da região Sul do Brasil, no período de 1996 a 2005. Para isso utilizou dados da pesquisa industrial anual (PIA) que são divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O autor ressalta a importância da agroindústria para a região Sul do Brasil, principalmente na criação de emprego, e renda para a região e o restante do país.

Em seu trabalho, Gonçalves (2008) baseou-se na metodologia de aproximação do Índice de Tornqvist para o cálculo da produtividade total e parcial dos fatores. Conforme o autor, verificou-se que, no que se refere à produtividade parcial dos fatores, que o insumo capital e o insumo trabalho da agroindústria da região Sul mostraram-se importantes para o desempenho do agronegócio na região. E com o cálculo do Índice de Tornqvist para estimar a

produtividade total dos fatores, a agroindústria mostrou um crescimento da produtividade de 5% para o período analisado.

Ozaki (2008) realizou uma análise espacial da produtividade agrícola no Estado do Paraná. O autor aborda este assunto discutindo as implicações da produtividade no seguro agrícola e defende que com a estatística espacial é possível estimar alguns parâmetros de semivariograma relevantes para se estudar o problema de risco sistêmico existentes nos programas de seguro agrícola¹⁰. O autor estimou os parâmetros de alcance para se verificar a distância, na qual a correlação espacial tende a zero. Para a análise empírica, Ozaki (2008) utilizou dados de produtividade agrícola municipal do IBGE para soja e milho, no Estado do Paraná para o período de 1990 a 2002. Seu estudo mostrou que a dependência espacial dessas culturas existe, tornando-se praticamente nula a distâncias relativamente longas (em Km) e podendo ser captada em todos os anos, para ambas as culturas.

Mendes, Teixeira e Salvato (2009) realizaram um trabalho referente à relação entre investimentos em infraestrutura e produtividade total dos fatores na agricultura brasileira para o período de 1985 a 2004. Conforme os autores os investimentos em infraestrutura no Brasil reduziram-se significativamente na década de 1980, o que comprometera a Produtividade Total dos Fatores e a competitividade da agropecuária. O autor adaptou o modelo feito por Zhang e Fan (2004) para a Índia, utilizando o Método Generalizado de Momentos. Isto foi feito para verificar os efeitos dos investimentos em infraestrutura na PTF. Mendes, Teixeira e Salvato (2009) concluíram que os investimentos afetam a PTF logo nos primeiros anos, como retorno desses investimentos ocorrendo de zero a dois anos. Dos investimentos de infraestrutura que os autores analisaram, os investimentos em rodovias tiveram o maior impacto na PTF, depois os investimentos em pesquisa, telecomunicações, irrigação e energia elétrica também tiveram sua importância revelada.

No que concerne à metodologia para a estimação da Produtividade Total dos Fatores, Mendes, Teixeira e Salvato (2009), interpretaram a PTF como o resíduo da regressão da produção agrícola explicada por capital e trabalho. Os autores entenderam que a parcela do incremento da produção que não é explicada pelas variáveis capital e trabalho pode ser interpretado como a Produtividade Total dos Fatores.

¹⁰ Para maiores detalhes ver Ozaki (2008).

Silva (2009) estudou os efeitos do crédito rural, dos gastos com pesquisa, das rodovias pavimentadas e das terras irrigadas sobre a produtividade dos fatores na agropecuária brasileira para o período de 1975 a 2007. O autor enfatiza que as propriedades de integração e cointegração das séries utilizadas no modelo foram consideradas na análise, e também a análise de decomposição de variâncias e análise de funções resposta a impulso. Para os coeficientes de curto prazo das variáveis explicativas do modelo estimado pelo autor, os sinais foram positivos, o que, segundo ele, é consonante com o processo de modernização da agropecuária brasileira.

Os resultados obtidos por Silva (2009) demonstraram que as variáveis são cointegradas, e que, mesmo assim, as elasticidades de longo prazo de crédito rural e dos gastos com pesquisa são menores que a unidade, ou seja, são relativamente inelásticas. Por outro lado, a elasticidade de terras irrigadas indica que, mantidas as demais variáveis explicativas constantes, o aumento de 1% nas terras irrigadas, induz uma elevação de aproximadamente 1,84% na produtividade total dos fatores.

Oliveira *et al.* (2012) Avaliaram a produtividade de dezesseis empresas agrícolas produtoras de cana-de-açúcar, localizadas no nordeste de Minas Gerais e sudeste da Bahia. Realizaram também uma análise de regressão da produtividade com o lucro. A produtividade mínima encontrada pelos autores foi de 53 t/ha e a máxima de 114 t/ha. Os valores mínimo e máximo de lucro por hectare encontrados foram de R\$ 315,85 e 1.825,42 respectivamente. A equação de regressão relacionando produtividade e lucro foi $y = 23,393x - 837,91$ ($R^2 = 0,881$). Os itens que mais oneraram a produção foram o corte, carregamento e transporte dos colmos de cana do campo à indústria. Com estes resultados, os autores recomendaram implementar medidas técnicas e gerenciais que otimizem o corte, o carregamento e o transporte, associados a outros que preservem o meio ambiente e que aumentem o rendimento da terra e dos insumos.

A seleção de variedades de cana com mais açúcar e mais eretas para facilitar o corte e transporte e a reciclagem de nutrientes, tanto por adubação verde quanto pelo uso de resíduos sucroalcooleiros, puderam contribuir para aumentar o lucro, a produtividade e a sustentabilidade do sistema. O desenvolvimento local de tecnologias de industrialização da cana para a produção de açúcar e, ou de álcool é imprescindível para assegurar a competitividade desse sistema produtivo (OLIVEIRA, 2012)

Battisti, Sentelhas e Pilau (2012) estudaram a eficiência agrícola da soja, milho e trigo no estado do Rio Grande do Sul entre 1980 e 2008, identificando os principais fatores que a condicionaram. Para os autores a eficiência agrícola (EA) é utilizado como indicador de nível de desenvolvimento agrícola regional, expressando por meio da relação entre produtividade real e atingível, o nível tecnológico empregado nas culturas. Os autores estimaram a EA pela relação entre a produtividade atingível (PA) e a produtividade real (PR). A PR obtiveram junto ao banco de dados do IBGE. A PA foi obtida por eles pela estimativa da produtividade potencial (PP), pelo método de zona agroecológica da FAO, deflacionada pelo déficit hídrico em cada uma das fases da cultura.

Com isso, Battisti, Sentelhas e Pilau (2012) verificaram que as EAs médias para as culturas do milho, soja e trigo para o Rio Grande do Sul foram iguais a 54%, 61% e 43%, respectivamente. Nas localidades de Santa Rosa, São Borja e Veranópolis, as EAs para soja foram, ao contrário das demais localidades, negativas. Os principais fatores que contribuíram para o aumento da EA na maioria das localidades foram: mudanças no uso e fertilidade do solo; uso de mecanização agrícola; preços pagos pelas *commodities*; investimentos em pesquisa e desenvolvimento; adoção do zoneamento de risco climático; e melhoramento genético.

Em suma, percebe-se nesta área de pesquisa opiniões variadas a respeito de qual método utilizar ao se calcular a produtividade agrícola. Sendo por meio da Produtividade Total dos Fatores ou da Produtividade Parcial, nota-se que ambas têm sua importância na discussão acadêmica, sendo que em alguns trabalhos os dois métodos são utilizados para um entendimento mais completo da dinâmica do crescimento da produtividade agropecuária.

Além disso, fica evidente a inclinação para análise em séries de tempo quando se trata de produtividade, ficando o método de corte seccional sem abordagem pelos autores. Portanto fica explícita a carência de análises usando este método quando se trata de produtividade agrícola. Na seção seguinte, será apresentada a metodologia que se refere à econometria espacial e também algumas formas de cálculo de índices de produtividade, que são objetos deste estudo.

A próxima seção descreve a metodologia utilizada para a estimação da produtividade agrícola da terra no Paraná, que no caso, é fundamentada pela Econometria Espacial, onde se

considera, adicionalmente, que a localização geográfica da variável é determinante em sua função. Segue também o método usado para o cálculo do índice de produtividade agrícola da terra.

3 METODOLOGIA

A seção que se segue descreve a teoria a respeito da Econometria Espacial e da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Além disso, apresenta o método utilizado neste estudo para se estimar a produtividade.

Estudos que utilizam a econometria espacial como arcabouço metodológico, são cada vez mais comuns no meio acadêmico. Isto ocorre por causa da percepção de que, em grande parte dos casos de dados de corte seccional, existem efeitos de interdependência entre as diferentes unidades geográficas, principalmente quanto mais próximas for uma unidade da outra (STEGE, 2011; PEROBELLI *et al.*, 2007; PINHEIRO, 2007; MORO, 2006; Figueiredo 2002).

Esta metodologia considera dois efeitos espaciais na sua interpretação, a dependência espacial ou autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial. Anselin (1988) argumenta que esses dois efeitos costumam ser ignorados na literatura econométrica tradicional, muito provavelmente pela ênfase dada às análises dinâmicas e aos dados em série de tempo.

A dependência espacial é dada pela interpretação dos agentes no espaço, isto é, o valor de uma variável de interesse numa certa região i depende do valor dessa variável nas regiões vizinhas j . A inserção da localização no estudo é importante, pois quando esta não é inserida, os resultados gerados pela econometria tradicional podem se tornar inconsistentes. As técnicas espaciais incorporam na modelagem o padrão da interação sócio-econômica entre os agentes do sistema, bem como as características da estrutura desse sistema no espaço geográfico (ALMEIDA, 2004).

Anselin (1988) complementa que a dependência espacial ou autocorrelação espacial é caracterizada como uma relação funcional entre o que acontece em diferentes pontos do espaço e que são, basicamente, dois os fatores que causam isso: o primeiro deriva da mensuração dos erros das observações das unidades espaciais contínuas e o segundo é o mais fundamental para a ciência regional e a geografia humana e segue a existência da variação de interação dos fenômenos espaciais.

Ao que se refere ao estudo do desempenho agrícola baseado em métodos de econometria espacial, Almeida (2004) ressalta que existe a possibilidade de um grupo de

produtores introduzirem uma inovação agrícola na lavoura, aumentando a produtividade, e que ao observar este aumento, os agricultores vizinhos os imitam e difundem a inovação. Essa inovação, que teve início em uma localidade, começa a se difundir, ultrapassando as fronteiras de outra localidade isolada. A interação entre estas localidades vizinhas pode acarretar em dependência espacial de seus níveis de produção. A desconsideração dessas peculiaridades podem gerar resultados viesados, inconsistentes e/ou ineficientes.

No estudo da econometria espacial, quatro processos espaciais são relacionados a uma variedade de processos de interação social. O primeiro é o processo de difusão que consiste na implementação de um fator de interesse por parte dos elementos de uma determinada população fixa. O segundo processo espacial envolve a troca de mercadorias e a transferência de renda entre as unidades espaciais. A renda adquirida em uma região pode ser utilizada em outra. O efeito multiplicador regional da renda apresenta grande importância. O terceiro destaca o comportamento estratégico como uma característica que envolve a interação, ou seja, como um evento que ocorre numa região influencia e é influenciado por eventos que ocorrem em outras regiões, envolvendo competição e/ou cooperação. O último processo trata da dispersão ou do espraiamento de um atributo, seja positivo no caso de uma inovação tecnológica, ou negativo no caso de pragas ou doenças. Neste caso, é a própria população ou natureza considerada que os dispersam.

A heterogeneidade espacial manifesta-se quando ocorre a instabilidade estrutural no espaço. Dessa forma, há diferentes respostas dependendo da localidade ou da escala espacial. A heterogeneidade espacial ocorre na situação em que os coeficientes ou padrões do erro variam sistematicamente através das áreas geográficas. Nos processos espaciais existe uma imbricação entre dois efeitos, pois a heterogeneidade espacial gera dependência espacial e, por sua vez, a dependência espacial pode levar a heterogeneidade espacial (ALMEIDA, 2004).

Pinheiro (2007) complementou dizendo que os dois efeitos são de relevância para o estudo de dados espaciais e a estrutura da dependência espacial a ser inserida no modelo é uma questão operacional fundamental da econometria espacial. Em contraste com a análise em séries de tempo, onde a noção de variável defasada é razoavelmente não ambígua, as questões em torno das análises espaciais são consideradas complicadas. A noção de dependência espacial implica necessidade de determinar a influência de uma unidade

particular nas outras unidades do sistema espacial. Formalmente, isto é expresso na noção topológica de vizinhança e vizinhos próximos, ou seja, mediante a isso é que se constrói a matriz de pesos espaciais.

3.1 Econometria Espacial

As técnicas da econometria espacial vêm sendo cada vez mais utilizadas em pesquisas a respeito da economia regional e da economia urbana, quando o objetivo destas é detectar influências nos resultados estimados que a econometria a-espacial não consegue captar. De acordo com Figueiredo (2002), isto ocorre porque na maioria dos dados de corte seccional existe autocorrelação espacial e também existem efeitos de interdependência nas regiões, principalmente quanto mais próximas uma região for da outra. O Modelo econométrico espacial a ser estimado, de acordo com Almeida e Haddad (2004), depende das características inerentes ao processo espacial referente ao fenômeno estudado. A autocorrelação espacial pode aparecer tanto na variável dependente, nas variáveis exógenas ou no termo de erro. Sendo assim, os fatores acrescentados ao modelo com a intenção de captar o efeito da autocorrelação espacial são considerados em termos de defasagem espacial na variável dependente (W_y), nas explicativas (W_x) e/ ou termos de erro (W_μ e W_ε).

O estudo da econometria espacial é baseado em duas razões principais: a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial. A dependência espacial ocorre quando as variáveis dependentes ou os erros em locais distintos são correlacionados entre si, sendo que a maior parte dos casos essa correlação ocorre em áreas contíguas. A autocorrelação espacial apresenta-se de duas formas, uma substantiva e outra inconveniente. Na primeira, os efeitos de transbordamento espacial de qualquer tipo, fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente. Quando isso acontece, a correção se dá através da inclusão de *lags* (defasagens) espaciais. A omissão deste fato culminaria em modelos mal especificados, com estimadores viesados e significância estatística incorreta (MONASTERIO; ÁVILA, 2004)

Já a autocorrelação espacial “inconveniente” são os erros distribuídos de forma espacialmente correlacionada. A sua ocorrência pode ser atribuída a erros de medida, pois muitas vezes os limites geográficos não são relevantes para as variáveis de interesse, tornando os erros das unidades vizinhas dependentes. A omissão deste componente resulta em estimadores não-viesados, mas ineficientes, podendo apresentar inferência estatística incorreta.

A heterogeneidade que é o segundo elemento da fundamentação da econometria espacial, ocorre porque é possível que haja regimes espaciais distintos, ou seja, as relações entre as variáveis não sejam as mesmas ao longo do espaço. Desta forma, os modelos que imponham igualdade nos parâmetros podem estar mal especificados. A desconsideração desta possibilidade pode invalidar as conclusões obtidas a partir dos modelos econométricos.

3.1.1 Matrizes de Peso Espacial

A escolha da matriz de pesos é de fundamental importância no estudo da Econometria Espacial. Isso se deve, pois os resultados podem variar dependendo da matriz considerada. O conceito de matriz de pesos espaciais, tem como princípio a contiguidade, que pode ser definida de acordo com a vizinhança, a distância geográfica ou sócio-econômica, ou a combinação das duas características de uma determinada unidade geográfica (ALMEIDA, 2004).

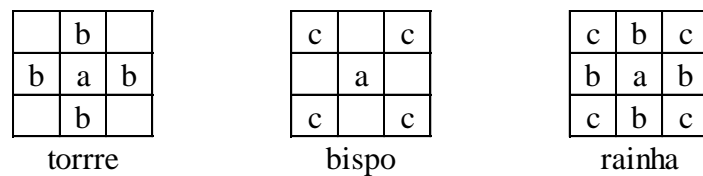
Figueiredo (2002), complementa no sentido de que a interpretação dos efeitos espaciais de uma localidade sobre as outras, é dada por meio de ponderação. A variável observada em cada região recebe uma ponderação quando fizer vizinhança com a região analisada. Tal ponderação descreve as características entre as regiões, como distância, tamanho da área de fronteira entre as unidades, e outros aspectos que serão explicitados a seguir. À frente também serão discutidos os tipos de matrizes de efeito espacial contidos na literatura atual.

3.1.1.1 Matriz binária

Moran (1948) e Geary (1954) apresentaram as primeiras noções de dependência espacial, estas são baseadas na noção de contiguidade binária entre as unidades espaciais. A interação entre os vizinhos é expressa por valores de 0 e 1, sendo o caso de duas localidades

possuírem fronteira em comum, são consideradas contíguas e o valor assumido para representar esta relação é de 1.

Quando a noção de contiguidade for considerada, deve-se levar em conta que os limites vizinhos podem assumir formas diferentes de interação. As fronteiras comuns podem variar dependendo da associação realizada entre as unidades espaciais. A figura 1 representa um exemplo de três formas de alocação de vizinhança entre as unidades territoriais.



Fonte: Elaboração do autor, com base em Anselin (1988).

Figura 1 - Tipos de contiguidade nas unidades espaciais

Como se pode notar na Figura 1 acima, a borda referente à célula *a* e as células vizinhas podem interagir em diferentes direções. A célula *a* pode ser contígua somente das células *b*, representada pela figura “torre”, ou então a contiguidade de *a* pode estar associada exclusivamente à célula *c* (figura “bispo”), ou a interação entre as células pode apresentar a contiguidade em ambos os sentidos, sendo assim uma combinação dos dois primeiros casos (figura “rainha”). Esta nomenclatura na forma de interação das localidades é uma analogia ao jogo de xadrez, em que cada grade representa um tipo de movimento das peças do jogo em questão. No caso, as peças torre, bispo e rainha, respectivamente.

A matriz de pesos espaciais é apresentada de forma semelhante às grades já demonstradas. A matriz espacial resultante é formalmente expressa como matriz contígua ou de conectividade. Conforme Anselin (1988), cada unidade espacial dessa matriz é representada pela linha e pela coluna, sendo que em cada linha os elementos diferentes de zero correspondem às unidades espaciais contíguas.

Almeida (2004) apresenta um exemplo de matriz binária de pesos espaciais para as cinco regiões brasileiras com contiguidade do tipo rainha. Esta representação pode ser vista na

Tabela 1. As regiões que interagem entre si são representadas com o valor um, por exemplo, a Região Norte faz fronteira com as regiões Nordeste e Centro-Oeste.

Tabela 1 - Matriz binária de pesos espaciais para as regiões brasileiras na convenção rainha

	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Norte	0	1	1	0	0
Nordeste	1	0	1	1	0
Centro-Oeste	1	1	0	1	1
Sudeste	0	1	1	0	1
Sul	0	0	1	1	0

Fonte: Elaborado pelo autor a partir de Almeida (2004)

Existe a possibilidade de que as matrizes de pesos espaciais do tipo “jogo de xadrez” apresentem problemas de conectividade. Isto ocorre porque pode haver regiões com uma grande área com muitos vizinhos e regiões com pouca área e poucos vizinhos. Na tentativa de superar este problema, Almeida (2004) apresenta a alternativa de adotar a matriz do k vizinhos mais próximos. Neste caso, a convenção utilizada é com base na distância geográfica das unidades territoriais.

Conforme Almeida, Almeida e Sartoris (2006), esta matriz é formalmente apresentada como:

$$W_{ij}(k) = 0, \text{ se } i = j = 1, 2, \dots, n.$$

$$W_{ij}(k) = 1, \text{ se } d_{ij} < D_i(k) = w_{ij} / \sum_j w_{ij}(k), \text{ para que } k = 1, 2, \dots, n. \quad (16)$$

$$W_{ij}(k) = 0 \text{ se } d_{ij} > D_i(k)$$

Em que: d_{ij} é a distância medida pelo grande círculo, entre os centros das regiões i e j . $D_i(k)$ é o valor crítico que define o valor de corte, ou seja, as distâncias acima deste ponto não serão levadas em consideração, ou seja, as regiões não serão tomadas como vizinhas.

Como pode ser verificado, existe claramente uma variedade de caminhos para a formalização da matriz de contiguidade, o que não é uma característica desejável. Anselin (1988) ressalta que a contiguidade simples pode levar a uma representação limitada da extensão da interação que pode ser expressa no modelo e, em adição a isso, a contiguidade não é sensível ao número de transformações topológicas, no sentido que a mesma matriz pode representar diferentes arranjos da unidade espacial.

3.1.1.2 Distância Inversa

A distância inversa é outro tipo de matriz geográfica. Segundo Almeida (2004), a ideia central é que quanto mais distantes duas localidades estiverem, menor será a interação entre elas. Sua fórmula genérica é dada por:

$$W_{ij} = f(d_{ij}) \quad (17)$$

Sendo que os pesos são em função da distância entre as localidades i e j . Essa função f pode assumir várias formas, como na forma de função de distância inversa:

$$w_{ij} = d_{ij}^{-b} \quad (18)$$

É importante destacar, segundo Almeida (2004), que esse parâmetro b , pode ser um problema a esse tipo de matriz, pois em grande parte das vezes, é determinado de maneira arbitrária. Entretanto, o principal problema aparece quando d_{ij} aproxima-se de zero, tornando w_{ij} grande, tendendo ao infinito.

3.1.1.3 Matriz de Pesos Espaciais Geral

A extensão do conceito simples da matriz de contiguidade binária foi ampliada por Cliff e Ord em 1981. Segundo Anselin (1988), os autores incluíram a medida de interação potencial entre duas unidades espaciais. É expressa pela matriz de pesos espaciais W , referindo-se a matriz de pesos espaciais de Cliff-Ord.

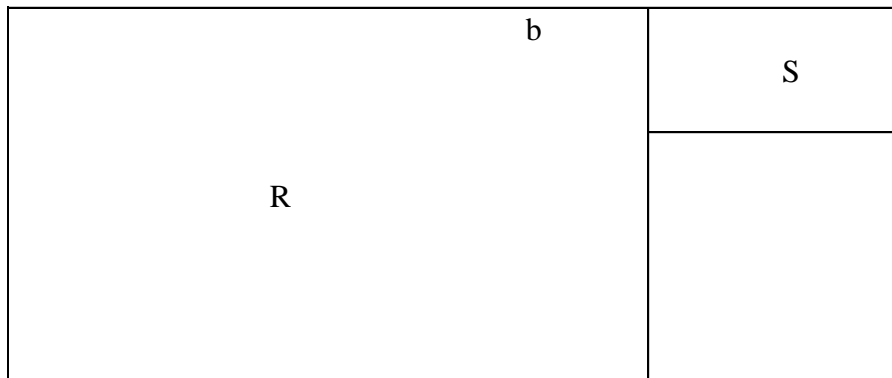
A ideia central sugere que duas regiões que compartilham maior extensão de fronteira tenham interação maior. Segundo Almeida (2004), os pesos espaciais gerais são dados pelo comprimento relativo da fronteira comum, ajustado pela distância inversa entre as observações. A matriz de pesos espaciais gerais é expressa por:

$$w_{ij} = \frac{b_{ij}^{\beta}}{d_{ij}^{\alpha}} \quad (19)$$

em que b_{ij} é a parcela da fronteira comum entre as observações i e j no perímetro de i e j e α e β são parâmetros.

A figura 2 evidencia que necessariamente b_{ij} não é igual a b_{ji} . Como é possível visualizar que a fronteira da região R em relação a S tem menor valor que a fronteira da

região S em relação a R, ($b_{rs} < b_{sr}$). A explicação para este fato deve-se à diferença entre a proporção da fronteira comum entre as regiões. A fronteira da região S em relação a R é mais significativa proporcionalmente do que a fronteira da região R em relação à S. A consequência direta deste fato é a assimetria da matriz de pesos W de Cliff-Ord.



Fonte: Elaborado pelo autor, a partir de Almeida (2004)

Figura 2 - Representação dos pesos espaciais gerais.

Este tipo de matriz tem como desvantagem o fato de ser obrigatória a obtenção dos valores dos perímetros das duas regiões e não apenas de uma. Além disso, esses valores são arbitrariamente determinados, o que dificulta a determinação da especificação correta dos elementos da matriz W_{ij} .

3.1.1.4 Escolha da matriz de pesos espaciais

Para se escolher a melhor matriz de pesos espaciais deve-se, segundo Almeida (2004), seguir quatro passos simples baseados no valor da função de máxima verossimilhança.

1º. passo: utilizar a mesma especificação do modelo;

2º. passo: usar um conjunto de matrizes de pesos espaciais;

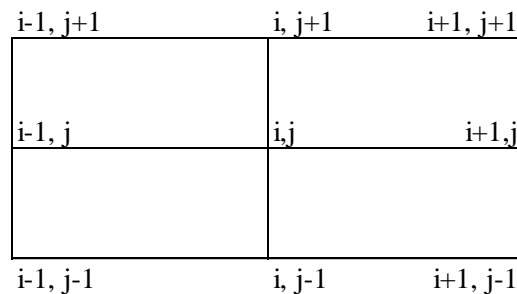
3º. passo: estimar regressões;

4º. passo: selecionar a matriz de pesos espaciais que participou da regressão com o mais alto valor na função de máxima verossimilhança.

3.1.1.5 Operador de defasagem espacial

Do mesmo modo que o operador de defasagem do modelo de séries temporais tem-se o operador de defasagem espacial, que utiliza a matriz de pesos espaciais, objetivando relacionar uma variável em uma região, com as observações desta variável em outras regiões do sistema.

A autocorrelação que é dada na série de tempo significa correlação entre o valor de uma variável no período (t) e no período ($t - h$), sendo que h significa a defasagem no tempo. Segundo Anselin (1988) a representação do operador de defasagem não é tão simples, devido às muitas direções que se pode seguir no espaço. Conforme a Figura 3, a variável x observada na localização i, j pode se deslocar em diversos caminhos, usando os critérios simples de contiguidade.



Fonte: Elaboração do autor com base em Anselin (1988)

Figura 3 - Defasagem espacial com grades regulares.

A matriz de contiguidade baseada no critério torre teria as seguintes coordenadas $x_{i-1, j}$; $x_{i, j-1}$; $x_{i+1, j}$; $x_{i, j+1}$, e a matriz de contiguidade com base no critério bispo teria as coordenadas $x_{i-1, j-1}$; $x_{i+1, j-1}$; $x_{i+1, j+1}$; $x_{i-1, j+1}$. Para a contiguidade do tipo rainha, o número de possibilidades de localização aumenta para um total de oito.

Conforme descrito por Anselin (1988), em boa parte das situações aplicadas, não existe uma motivação inicial forte, que determine a escolha do sentido relevante da dependência. Além disso, quando o arranjo espacial das observações é irregular torna-se possível um número infinito de deslocamentos direcionais. É evidente que o número de parâmetros associados em todas as posições deslocadas, torna-se de difícil manipulação e impossibilita a análise de significância e ao menos que a série de dados fossem muito grande

e estruturada de uma maneira regular, os graus de liberdade restantes seriam insuficientes para permitir uma estimação eficiente destes parâmetros.

Uma maneira de resolver esse problema, segundo Anselin (1988), é considerar um operador de defasagem como uma soma das multiplicações entre as observações em questão e o peso associado por meio da matriz de ponderação espacial:

$$L^s x_i = \sum_j w_{ij} x_j \quad \forall j \in J_i \quad (20)$$

Em que L^s é o operador de defasagem associado a classe de contiguidade ou ordem s , j é o índice das observações que pertencem a classe de contiguidade s para i , e o w_{ij} são as ponderações espaciais. Para todas as observações do sistema como parte do vetor x , para a classe de contiguidade s , tem-se a expressão anterior em termos matriciais:

$$L^s x = W_s X \quad (21)$$

Em que W_s é a matriz de ponderação espacial para a contiguidade de ordem s .

A noção resultante de uma variável espacialmente defasada não é a mesma dada na análise da série de tempo, conforme descrito por Anselin (1988). Na verdade, o conceito seria similar ao de defasagem distribuída. Os pesos usados na construção de variáveis defasadas são considerados como dados, pois um trajeto de tempo particular pode ser imposto na estimação de uma defasagem distribuída.

De acordo com Anselin (1988) a matriz de peso real W usada na defasagem espacial é frequentemente normalizada de tal maneira que os elementos de cada linha somem um. Embora não haja nenhuma exigência matemática ou estatística para isto, em muitos exemplos facilita a interpretação e a comparação dos coeficientes do modelo com outros estudos, consistindo na divisão de cada peso pelo somatório dos valores da linha. Entretanto, segundo Figueiredo (2002), tal transformação gera uma matriz W_s assimétrica, com implicações, em complexidade numérica, na estimação e nos testes estatísticos.

Após a escolha do melhor tipo de matriz, conforme as características de cada região inicia-se o processo de estudo das variáveis consideradas mediante a análise exploratória de dados espaciais.

3.2 Análise Exploratória dos Dados Espaciais

A análise explanatória de dados espaciais (AEDE) segundo Almeida, Perobelli e Ferreira (2005), está baseada nos aspectos espaciais contidos na base dos dados, assim, considera a dependência espacial e a heterogeneidade espacial. O objetivo deste método é descrever a distribuição espacial, os padrões de associação espacial (*cluster* espaciais) verificar a presença de diferentes regimes espaciais ou outras formas de instabilidade espacial (não estacionariedade) e identificar *outliers*.

É importante ressaltar, segundo Almeida (2004), que essa análise é mais apropriada na investigação de variáveis espacialmente densas ou intensivas, ou seja, variáveis que são divididas por algum indicador de intensidade (variáveis per capita, ou por área, ou ainda, as divididas pela quantidade de capital ou trabalho). A relevância é que essas variáveis estariam levando em conta as externalidades relevantes na consideração do fenômeno estudado (efeitos de aglomeração, de vizinhança e/ou congestão).

A partir da AEDE é possível extrair medidas de autocorrelação espacial global e local, investigando a influência dos efeitos espaciais por intermédio de métodos quantitativos.

3.2.1 Autocorrelação Espacial Global

O estudo da AEDE tem como primeiro passo verificar a aleatoriedade dos dados espaciais, significando que os valores do atributo numa região dependem dos valores desse atributo nas regiões vizinhas. Segundo Almeida (2004) na literatura existe um conjunto de estatísticas que investigam a presença da autocorrelação espacial, isto é, se existe a coincidência da similaridade de valores de uma variável com a similaridade da localização dessa variável.

Uma estatística utilizada para o cálculo da autocorrelação espacial é a estatística I de Moran. Conforme Perobelli *et al.* (2005a) através dela, obtêm-se a indicação formal do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo t (z_t) e a média ponderada dos valores da vizinhança, ou defasagens espaciais (Wz_t). Os valores de I maiores (ou menores) do que o valor esperado $E(I) = -\frac{1}{(n-1)}$ significa que há autocorrelação positiva (ou negativa).

De acordo com Almeida, Perobelli e Ferreira (2005) a autocorrelação espacial positiva revela que existe uma similaridade entre os valores da variável considerada e a localização espacial dessa. A autocorrelação espacial negativa revela, por sua vez, que existe uma dissimilaridade entre os valores do atributo considerado e a localização espacial.

A estatística I de Moran pode ser expressa como:

$$I_t = \left(n/S_o \right) \left(z_t' W z_t / z_t' z_t \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (22)$$

Em que, z_t é o vetor de n observações para o ano t na forma de desvio em relação à média. W é a matriz de pesos espaciais: os elementos w_{ii} na diagonal são iguais a zero, enquanto que os elementos w_{ij} indicam a forma como a região i está espacialmente ligada com a região j . O termo S_o é um escalar igual a soma de todos os elementos de W .

A normalização das linhas da matriz de pesos espaciais, ou seja, quando os elementos de cada linha somam 1(um), altera a expressão (22) para a seguinte forma:

$$I = \left(z_t' W z_t / z_t' z_t \right) \quad t = 1, \dots, n \quad (23)$$

Deve-se destacar que a estatística I de Moran é uma medida global, portanto não é possível observar a estrutura de correlação espacial em nível local.

A indicação de padrões globais de associação espacial pode estar em conformidade com padrões locais, embora não seja necessariamente o caso que prevalece. De acordo com Almeida (2004) existem dois casos distintos, o primeiro ocorre quando a indicação de ausência de autocorrelação global oculta padrões de associação local e o outro ocorre quando uma forte indicação de autocorrelação global camufla padrões de associação local (*cluster* ou *outliers* espaciais). Esta estatística não tem a capacidade de identificar a presença de autocorrelação local que sejam estatisticamente significantes, desta forma, utilizam-se estatística de autocorrelação espacial local.

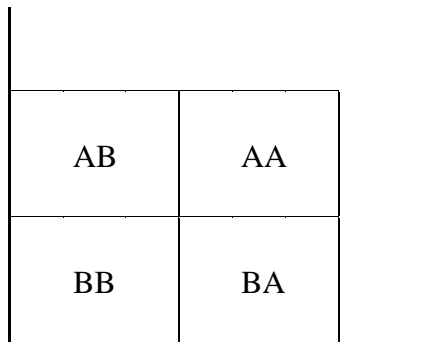
3.2.1.1 Diagramas de Dispersão de Moran

O diagrama de dispersão de Moran, segundo Almeida *et al.* (2006), é uma das formas de interpretar a estatística I de Moran. Através da representação do coeficiente de regressão é possível visualizar a correlação linear entre z e Wz ¹¹ no gráfico que considera duas variáveis. Portanto, o coeficiente I de Moran é dado pela inclinação da curva de regressão de Wz contra z e esta apresentará o grau de ajustamento.

Isto significa que o digrama de dispersão de Moran, segundo Monasterio e Ávila (2004), apresenta o valor padronizado de uma variável para cada uma das unidades nas abscissas e, no eixo das ordenadas, a média do valor padronizado da mesma variável para os vizinhos desta unidade.

Este diagrama, de acordo com Almeida (2004) é dividido em quatro quadrantes. Estes quadrantes correspondem a quatro padrões de associação local espacial entre as regiões e seus vizinhos.

Figura 4 - Mapa de dispersão de Moran



Fonte: Elaboração do Autor

O primeiro quadrante (localizado na parte superior direita) mostra as regiões que apresentam altos valores para a variável em análise cercada por regiões que também apresentam valores acima da média para a variável em análise. Este quadrante é classificado como alto-alto (AA).

¹¹ O Wz é o termo z defasado espacialmente.

O segundo quadrante (localizado na parte superior esquerda) mostra as regiões com valores altos cercados por vizinhos que apresentam valores baixos. Este quadrante é geralmente classificado como alto-baixo (AB).

O terceiro quadrante (localizado no canto inferior esquerdo) é constituído pelas regiões com valores baixos para as variáveis em análise cercados por regiões com baixos valores. Este quadrante é classificado como baixo-baixo (BB).

O quarto quadrante (localizado no canto inferior direito) é formado pelas regiões com baixos valores para as variáveis em análise cercados por regiões de altos valores. Este quadrante é classificado como baixo-alto (BA).

As regiões que estão localizadas nos quadrantes AA e BB apresentam autocorrelação espacial positiva, ou seja, estas regiões apresentam altos (baixos) valores de uma variável rodeados por altos (baixos) valores. Por outro lado, os quadrantes AB e BA apresentam autocorrelação espacial negativa, ou seja, estas regiões apresentam altos (baixos) valores rodeados por baixos (altos) valores.

Um problema apresentado pelo diagrama de dispersão é o fato dele exibir grupos de autocorrelação espacial tanto estatisticamente significativos quanto não. Entretanto, como destaca Almeida (2004), não há sentido levar em conta na análise de grupos os que não sejam estatisticamente significantes. Desta forma, necessita-se de uma estatística que capte a autocorrelação local.

3.2.2 Autocorrelação Espacial Local

O I de Moran global, segundo Perobelli *et al.* (2005a), pode esconder padrões locais de autocorrelação espacial, sendo possível ocorrer três situações distintas. A primeira envolve a indicação de um I de Moran global insignificante, podendo ocorrer indicações de autocorrelação espacial insignificante. A segunda implica um I de Moran global, que oculta autocorrelação espacial local negativa e insignificante. A terceira indica que a evidência de uma autocorrelação espacial global negativa pode acomodar indícios de autocorrelação espacial local positiva para certos grupos de dados. Por isso é importante avaliar o padrão local de autocorrelação espacial a fim de obter um maior detalhamento.

Anselin (1992) sugere um novo indicador que tem a capacidade de observar os padrões locais de associação linear que é estatisticamente significativa. De acordo com Almeida (2005), o indicador de I de Moran local faz a decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

A estatística I de Moran local pode ser obtida pela seguinte fórmula:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2 / n} \quad (24)$$

Sob o pressuposto da aleatoriedade, o valor esperado da estatística I de Moran local é dado por:

$$E(I_i) = -\frac{w_i}{(n-1)} \quad (25)$$

em que w_i é a soma dos elementos da linha.

Conforme Perobelli *et al.* (2005a) para se observar a existência de *clusters* espaciais locais (valores altos e baixos e verificar quais as regiões que mais contribuem para a existência de autocorrelação espacial) deve-se implementar as medidas de autocorrelação espacial local mediante a estatística LISA (*Local Indicator of Spatial Association*). A combinação das informações do I de Moran e do mapa de significância das medidas de associação local gera o mapa de *clusters*.

3.3 O Modelo Econométrico Espacial

O modelo econométrico espacial a ser estimado, segundo Almeida, Haddad e Meca (2004), depende dos aspectos envolvidos no processo espacial referente ao fenômeno estudado. A autocorrelação espacial pode aparecer tanto na variável dependente, nas variáveis exógenas ou no termo de erro. Desta forma, os componentes acrescidos no modelo com o intuito de capturar o efeito de autocorrelação espacial são considerados em termos de

defasagem espacial na variável dependente (Wy) nas explicativas (Wx) e no termo de erro ($W\mu$ e $W\varepsilon$).

O estudo da econometria espacial é fundamentado, como descrito anteriormente, em duas razões: a autocorrelação espacial e a heterogeneidade espacial. Segundo Monasterio e Ávila (2004) a dependência espacial ocorre quando as variáveis dependentes ou os erros em locais distintos são correlacionados entre si, sendo que a maior parte dos casos essa correlação ocorre em áreas contíguas. A autocorrelação espacial apresenta-se de duas formas, sendo que uma é a substantiva e a outra a autocorrelação como “inconveniente”. No primeiro caso, os efeitos de transbordamento espacial de qualquer tipo, fazem com que as variáveis dependentes nas vizinhanças influenciem-se mutuamente. Quando isto ocorre, a correção se dá através da inclusão de *lags* (defasagens) espaciais. A omissão acarretaria em modelos mal especificados, com estimadores viesados e significância estatística incorreta.

O outro tipo de caso de autocorrelação espacial são os erros distribuídos de forma espacialmente correlacionada. A sua ocorrência pode ser atribuída a erros de medida, pois muitas vezes os limites geográficos não são relevantes para as variáveis de interesse, tornando os erros das unidades vizinhas dependentes. A omissão deste componente gera estimadores não-viesados, mas ineficientes, e, podendo apresentar inferência estatística incorreta.

A heterogeneidade que é o segundo elemento de fundamentação da econometria espacial, segundo Monasterio e Ávila (2004), ocorre porque é possível que haja regimes espaciais distintos, ou seja, as relações entre as variáveis não sejam as mesmas ao longo do espaço. Desta forma, os modelos que imponham igualdade nos parâmetros podem estar mal especificados. A desconsideração desta possibilidade pode invalidar as conclusões obtidas a partir dos modelos econométricos.

3.3.1 Modelo Econométrico A-Espacial

O primeiro modelo a ser estimado é o de regressão linear clássico a-espacial, o qual é representado pela relação linear entre a variável dependente e as variáveis explicativas.

Formalmente é expresso por:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \quad (26)$$

Em que y um vetor N por 1 observações sobre a variável dependente e X é uma matriz n observações por k variáveis. O termo de erro é bem comportado, seguindo uma distribuição normal, com média zero e variância constante. O método estimação para este modelo é Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), pois este método garante que os resultados apresentem o melhor estimador linear não-tendencioso (BLUE). Essa estimativa para os β 's é encontrada minimizando a soma dos erros quadrados da predição.

As estimativas realizadas por MQO apresentam informações e resultados de testes estatísticos, tendo como intuito apresentar o grau de ajustamento da regressão e fornecer informações para a inferência estatística. O coeficiente de determinação R^2 é descrito nos resultados e é baseado na decomposição da soma dos quadrados totais, que se refere à soma dos quadrados estimados acrescido da soma dos quadrados dos resíduos. Segundo Johnston e Dinardo (2000) o R^2 mede a proporção da variação total da variável dependente explicada pela combinação linear das variáveis independentes. Outra estatística comumente apresentada é o valor do R^2 ajustado, (\bar{R}^2) que considera o número de variáveis exógenas utilizadas no modelo de regressão.

Além do coeficiente de determinação, conforme Almeida (2004), outros dois critérios são frequentemente utilizados para a comparação das várias especificações envolvendo diferentes números de variáveis explicativas, o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério de Schwarz (SC). O modelo de regressão estimado que apresentar os menores critérios terá um melhor grau de ajustamento das variáveis e será a estimação considerada para a inserção do modelo espacial.

Considerando que a suposição de normalidade, homocedasticidade e erros não correlacionados nem sempre são satisfeitas nos modelos quando se utiliza amostras de dados reais, é importante checar se essas suposições não foram violadas, através de testes estatísticos.

O primeiro teste apresentado é o *Condition Number* que tem por objetivo detectar a Multicolinearidade no modelo de regressão. O termo multicolinearidade, segundo Gujarati (2000), é utilizado para descrever os casos em que existe uma relação linear exata entre algumas ou em todas as variáveis explicativas de um modelo de regressão ou os casos em que as variáveis exógenas são intercorrelacionadas, mas não tão perfeitamente. O teste *Conditon*

Number apresenta um valor, e se este estiver acima de 30, há uma suspeita da presença de Multicolinearidade. Segundo Anselin (1992) quando há ausência total de Multicolinearidade o *Condition Number* é igual a um.

O próximo teste é o que mede a normalidade dos erros. Muitos testes de hipóteses e diagnósticos de regressão são baseados na suposição da distribuição normal dos erros. O teste de *Jarque-Bera* mensura a normalidade dos erros para a regressão estimada, sendo que segue uma distribuição χ^2 com dois graus de liberdade. O baixo valor da probabilidade apresentado pelo teste indica a rejeição da hipótese nula de um erro ser normal. Para este caso, os testes para a heterocedasticidade e para a dependência espacial devem ser interpretados com mais cuidado, pois são baseados na suposição da normalidade.

A heterocedasticidade ocorre em situações onde os erros da regressão não têm uma variância constante em todas as observações. Quando isto ocorre o estimador de Mínimos Quadrados será não-tendencioso, entretanto não será o mais eficiente. Nas análises de dados espaciais é possível, frequentemente, encontrar este tipo de problema, especificamente quando são utilizados dados de unidades espaciais irregulares (com diferentes áreas) quando há diferenças regionais sistemáticas no modelo (regimes espaciais), ou quando houver uma força espacial contígua derivada dos parâmetros do modelo (expansão espacial). O diagnóstico é realizado mediante dois testes. O primeiro é *Breusch-Pagan (BP)* para os casos em que os erros são normais e o segundo teste é o *Koenker-Basset (KB)* para o caso dos erros serem não-normais. Ambos seguem uma distribuição χ^2 com P graus de liberdade¹²

Tanto o teste *BP* quanto o teste *KB*, segundo Anselin (1992), requerem a descrição das variáveis que se supõe causarem a heterocedasticidade e em algumas situações se tem pouca informação sobre as variáveis heterocedásticas. O teste de *White*, desta forma, é mais apropriado, pois consegue se desenvolver sem que as variáveis heterocedásticas sejam conhecidas. Este teste segue uma distribuição χ^2 quando houver graus de liberdade para se estimar uma regressão significativa.

3.3.1.1 Autocorrelação ou dependência espacial

A autocorrelação espacial ou dependência espacial ocorre quando a variável dependente ou o termo de erro de cada localização é correlacionado com as observações da

¹² P é o número de variáveis na especificação heterocedástica.

variável dependente ou com os valores do termo de erro de outras localizações. Na especificação da autocorrelação espacial existem dois modelos alternativos importantes. O primeiro é ignorar a autocorrelação que pertence à variável dependente e o outro é quando a autocorrelação espacial no modelo de regressão pertence ao termo de erro.

A consequência de se ignorar a autocorrelação no primeiro caso é que as estimativas por MQO serão tendenciosas e todas as inferências estatísticas baseadas no modelo de regressão padrão serão incorretas. A omissão para o segundo caso é a mesma apresentada quando a presença de heterocedasticidade, o estimador de MQO será não tendencioso, mas não será eficiente, sendo que ignora a correlação entre os termos de erro.

O diagnóstico da autocorrelação espacial serve tanto para auxiliar a identificação do modelo econométrico espacial mais apropriado quanto para validar os diagnósticos do modelo. Segundo Almeida (2004) estes testes podem ser divididos em duas categorias: testes gerais e testes específicos. Os testes gerais são aqueles que nenhuma indicação é fornecida para detectar o tipo de autocorrelação espacial predominante na regressão. Os testes específicos fornecem uma indicação do tipo de autocorrelação que predomina no modelo.

O primeiro teste geral para a identificação da autocorrelação espacial é adaptado do teste de I de Moran. Apesar da simplicidade computacional, captura uma série de problemas na regressão, como a má especificação do modelo, a heterocedasticidade e a ausência de normalidade nos erros e, além disso, para a sua validade é necessário que os resíduos da regressão apresentem distribuição normal. Segue distribuição χ^2 com um grau de liberdade. O teste apresenta as evidências dos erros serem autocorrelacionados espacialmente, mas é incapaz de ir além disso, isto é, não fornece subsídios para verificar qual modelo econométrico espacial seria mais apropriado para modelar tal latente autocorrelação.

O segundo teste geral é o *Kelejian-Robinson*¹³ que não pressupõe a normalidade dos resíduos da regressão. A vantagem desse teste é o fato de não requerer o pressuposto da normalidade dos erros, ao contrário do I de Moran e é aplicável a regressões lineares e não lineares. As desvantagens se atêm no fato de ser mais apropriado para grandes amostras, pois apresenta características assintóticas e pelo fato de também não apresentar a forma presente da autocorrelação espacial.

¹³ Para melhor esclarecimento sobre o teste, ver Almeida (2004)

Os testes específicos têm a capacidade de descrever a forma assumida pela autocorrelação espacial. Geralmente quatro testes são utilizados e são do tipo Multiplicador de Lagrange (ML)¹⁴. O primeiro é o ML contra a defasagem espacial (ML_ρ) o outro é o ML contra o modelo de erro espacial (ML_λ) e os outros dois são esses mesmos testes, mas na sua versão robusta (MLR_ρ e MLR_λ).

3.3.2 Modelo Econométrico Com Defasagem Espacial

No modelo de defasagem espacial a dependência é gerada pela interação atual entre as unidades espaciais. Segundo Almeida (2004) este tipo de autocorrelação espacial, pode ser exemplificada pelo fenômeno da uma inovação tecnológica. Certa região adota uma nova técnica de cultivo e aumenta o volume de produção, os vizinhos dessa região observam essa mudança e decidem “copiar” a técnica, e, com isto, gera-se o efeito imitação. Isto significa que a produção agrícola de uma região influencia a produção dos seus vizinhos.

A captação desse efeito num modelo de regressão é realizada com a inserção de um termo ou uma variável. Este tipo de comportamento é captado mediante o modelo de defasagem espacial, que incluem uma variável dependente espacialmente defasada, Wy , como uma das variáveis explicativas.

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad (27)$$

Em que y é um vetor N por 1 de observações da variável dependente, Wy é um vetor N por 1 de defasagens espaciais da variável dependente, ρ é coeficiente auto regressivo espacial, X é a matriz N por K contendo as variáveis independentes, com um vetor K por 1 de coeficientes de regressão β e ε é um vetor N por 1 de termos de erro aleatórios normalmente distribuídos com média zero e variância constante.

3.3.3 Apresentação das Variáveis

As variáveis utilizadas na estimação do modelo foram: representando o vetor da variável dependente y , o índice de produtividade agrícola da terra (IPAT); e formando a matriz X de variáveis explicativas, usou-se o capital humano (CAP_HUM), tecnologia

¹⁴ Para sanar dúvidas com relação ao Multiplicador de Lagrange, ver Almeida (2004), Anselin (1992) e Anselin (1988)

(TECNOLOGIA), qualidade da terra (QUAL_TERRA), qualidade do trabalho (QUAL_TRAB), área relativa (AREA_REL), rodovias pavimentadas (RODP), rodovias não pavimentadas (RODNP), temperatura (TEMP) e chuva (CHUVA)

A variável explicativa Índice de Produtividade Agrícola da Terra (IPAT) consiste na soma da produção de grãos (arroz, feijão, milho, soja e trigo), em toneladas, dividido pela área plantada total destas culturas. Na seção 3.4 seguem a metodologia detalhada do cálculo, bem como sua justificativa.

A variável capital humano corresponde ao número de pessoas na zona rural com escolaridade de ensino médio completo e superior incompleto somado às pessoas com superior completo divididas pela área plantada em agricultura temporária. A variável tecnologia corresponde à energia elétrica rural consumida, dividida pela área plantada total em culturas temporárias. A variável qualidade da terra se forma pelo maior preço do hectare de terra. A variável qualidade do trabalho se refere ao rendimento médio do trabalhador rural.

A variável área relativa origina-se da área plantada de grãos (arroz, feijão, milho, soja e trigo) dividida pela área plantada total de culturas temporárias. As variáveis rodovias pavimentadas e rodovias não pavimentadas correspondem à densidade de malha rodoviária de cada município. As variáveis chuva e temperatura são variáveis qualitativas que discriminam os municípios mais chuvosos e de maior temperatura por meio de valores de 1 à 9.

A presença da defasagem espacial é semelhante à inclusão de uma variável endógena no modelo de sistema de equações simultâneas. Desta forma, pode-se dizer que o modelo se refere a um sistema de equação simultânea auto regressiva espacial. A principal consequência da inclusão da variável espacialmente defasada, Wy , é o fato do método dos mínimos quadrados apresentarem resultados viesados e não consistentes, semelhante ao que ocorre no sistema de equações simultâneas para séries de tempo.

Para este caso, ao invés de usar o *MQO*, deve-se basear na estimação utilizando a máxima verossimilhança, entretanto, apenas para os casos que os erros são normalmente distribuídos, pois, esta estimativa pressupõe a normalidade dos erros. Para os casos de erros não normais a estimativa deve ser realizada por variáveis instrumentais (*VI*)¹⁵, que não têm a

¹⁵ Para especificidades quanto à estimativa por Máxima Verossimilhança ver Anselin (1988), Johnston e Dinardo (2000) e Almeida (2004).

normalidade dos erros como pressuposto. Estes dois tipos de estimativas apresentam resultados consistentes e não viesados assintoticamente.

3.3.4 Modelo Econométrico Com Erro Espacial

O modelo econométrico com erro espacial pode ser exemplificado, segundo Almeida (2004), pelo surgimento de uma praga que afete as lavouras numa determinada região (um choque de oferta) e que se espalha nas outras regiões. De acordo com o autor é evidente que a praga é um efeito não modelado que se manifesta no termo de erro.

A defasagem espacial no erro pode significar um instrumento para detectar erros de especificação no modelo, como a heterocedasticidade, variáveis não observadas ou distúrbio nas especificações.

O modelo com erro espacial é expresso como:

$$Y = X\beta + \mu \quad (28)$$

$$\mu = \lambda W\mu + \varepsilon \quad (29)$$

Em que y é um vetor N por 1 observações da variável dependente, X é uma matriz N por K observações de variáveis explicativas, β é um vetor K por 1 de coeficientes da regressão e μ é um vetor N por 1 nos termos de erro. $W\mu$ são os erros defasados espacialmente, λ são os coeficientes auto regressivos e ε é um termo de erro bem comportado com média zero e variância constante.

A consequência de se ignorar a dependência espacial do erro não é tão severa quanto a de ignorar a dependência espacial defasada. As estimativas pelo método dos mínimos quadrados ordinários é não-tendenciosa, entretanto, não é eficiente. Para encontrar estimativas consistentes para o modelo de erro espacial deve-se utilizar o método da máxima verossimilhança, quando houver normalidade dos erros e o método dos momentos generalizados¹⁶ para o caso dos erros não serem normalmente distribuídos.

¹⁶ Para um maior detalhamento na especificação da estimativa por Máxima Verossimilhança e Momentos Generalizados ver Anselin (1988), Anselin (1992), Johnston e Dinardo (2000), Almeida (2004).

3.3.5 Procedimento Para Identificar O Modelo Espacial

Baseado nos procedimentos descritos por Florax *et al.* (2003), para a identificação do modelo espacial a ser utilizado, deve-se seguir algumas etapas imprescindíveis:

i. Estimar o modelo de regressão clássico pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários;

ii. Testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial mediante o teste de Multiplicador de Lagrange na sua versão para a defasagem espacial (ML_ρ) e ou para o erro espacial (ML_λ);

iii. Se ambos os multiplicadores não forem significantes deve-se estimar o modelo pelo método dos mínimos quadrados, pois não há presença nem de autocorrelação com defasagem espacial e nem autocorrelação com erro espacial. Caso isto não aconteça segue-se para o próximo passo;

iv. No caso de haver significância estatística em ambos os testes, estima-se o modelo com maior significância na sua versão robusta, ou seja, MLR_ρ e MLR_λ . Desta forma, se $MLR_\rho > MLR_\lambda$ estima-se o modelo econométrico espacial utilizando a defasagem ou se $MLR_\rho < MLR_\lambda$ estima-se o modelo utilizando o componente de erro espacial;

v. Se apenas um dos testes for significativo utiliza-se o tipo que apresentou significância, ou seja, se apenas o ML com defasagem foi significativo o modelo econométrico espacial a ser utilizado é o com defasagem.

Sendo assim o modelo de regressão para a produtividade agrícola do Paraná a ser estimado, incluída a matriz de peso espacial, será definido. Com isso ficam estabelecidos os métodos a serem utilizados para determinação do comportamento da produtividade agrícola dos municípios do Paraná, considerando-se os efeitos de sua localização.

3.4 Índice de Produtividade Agrícola

Na literatura correspondente podem-se encontrar algumas formas de calcular um indicador para a produtividade agrícola e/ou agropecuária, como o índice de Fisher e o índice de Tornqvist, outra forma encontrada é a aproximação do índice de Malmquist (VICENTE, ANEFALOS E CASER, 2012; GASQUES *et al.* 2004, Pereira (1995).

Outro índice que mensura a produtividade agrícola é calculado utilizando-se a produção agrícola total e a área plantada total, feito por Perobelli (2007). A produção agrícola total foi definida como a soma das toneladas de todos os produtos agrícolas, tanto de culturas temporárias quanto permanentes. A área plantada total corresponde à soma dos hectares plantados de culturas temporárias e permanentes. Entretanto, por causa da incompatibilidade das unidades de medidas, neste caso, utilizou-se um conversor de unidade de medida, o qual transformou as diversas unidades de medidas de grandeza (*i. e.* mil cachos, mil frutos) para toneladas

Neste trabalho o objetivo é calcular o Índice de Produtividade Parcial de Fatores (IPPF) para a agricultura paranaense. Mais especificamente, pretende-se calcular um índice de produtividade agrícola da terra, de forma semelhante feita por Perobelli *et al.* (2007), porém observou-se que ao agregar a produção de todas as culturas agrícolas diretamente pelo seu peso em quilogramas surge um viés metodológico. Esta questão se resume no fato de que tal análise se limita a descrever os municípios que produzem os produtos mais pesados e não o município que realmente é mais eficiente. Tal falha consiste na agregação em um mesmo montante, das diferentes propriedades naturais de cada produto cultivado. Por exemplo, a massa (em Kg) produzida pelo cultivo da cana-de-açúcar por hectare é muito superior a culturas naturalmente mais leves como a soja e milho.

Ao não considerar que cada produto tem uma participação relativa diferente na composição de um agregado agrícola, pode-se estar medindo de forma equivocada a produtividade de determinado município. A inclusão da cana-de-açúcar e de outros produtos de composição natural mais pesada acaba deturpando a análise da distribuição dos dados no território paranaense.

A partir da constatação deste viés e com a intenção de saná-lo, buscou-se diluir esta discrepância relativa entre os produtos limitando quais variedades de produtos foram incorporados no cálculo do índice. Portanto, no cálculo da produtividade da terra foram incorporados apenas os produtos definidos como grãos assim como método feito em Alves (2010), utilizando a produção de soja, milho, trigo, arroz e feijão. Estes produtos tem composição semelhante e são produzidos em praticamente todos os municípios do Estado, o que facilita e torna mais coerente a análise espacial de dados.

Para obtenção do índice de produtividade somou-se a produção em quilogramas dos grãos mencionados acima e dividiu-se esta soma pelo total da área plantada destas culturas. Com isso obteve-se uma *proxy* para o índice de produtividade agrícola da terra para cada município do estado do Paraná. Segue abaixo a especificação matemática do índice de produtividade:

$$IPAT_j = \frac{\sum Kg_i}{\sum A_i} \quad (30)$$

Em que $IPAT_j$ representa a Índice Produtividade Agrícola da Terra para cada município j do Estado do Paraná. Sendo $j = 1, \dots, 399$. Quanto ao numerador $\sum Kg_i$ e o denominador $\sum A_i$ referem-se ao somatório da quantidade produzida e do somatório da área plantada das culturas de feijão, arroz, milho, soja e trigo, respectivamente. Esta metodologia de cálculo foi utilizada por PEROBELLI *et al* (2007), sendo que neste trabalho o autor usou todas as culturas agrícolas (permanentes e temporárias) para o cálculo do índice de produtividade.

Alves (2010) cálculo o índice de produtividade da terra usando os grãos destacados no parágrafo anterior. A utilização de grãos para representar a produtividade agrícola se justifica, pois a produção de grãos no Paraná representou 73,89% do total valor bruto da produção agrícola do Estado para o ano de 2010¹⁷, sendo assim, além de possuir um tratamento mais parcimonioso, a escolha desta metodologia não compromete a representação da produtividade agrícola paranaense e a interpretação dos resultados.

¹⁷ Obtido pelo autor a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

4 ANÁLISES DOS RESULTADOS OBTIDOS

4.1 A Regionalização da Agricultura Paranaense

No que tange às questões que devem ser analisadas ao se estudar a agricultura paranaense, Pinheiro (2007) destacou as regiões Norte, Sudoeste e Oeste como importantes no desempenho agrícola e com papéis cruciais para o dinamismo e modernização da agropecuária no Estado. A autora ainda ressaltou que

A ocupação da região Norte que, segundo Padis (1981), foi um fenômeno ímpar na história do país e originou através da ocupação do território objetivando a plantação de café e as regiões Oeste e Sudoeste que se desenvolveram mediante fluxos migratórios originados de duas frentes. O primeiro foi resultante do movimento ocupacional do Norte, pois as áreas onde se plantava o café foram substituídas por outras lavouras ou pecuária (que ocupam menos mão-de-obra) liberando contingentes populacionais que avançaram em direção a essas regiões. O segundo e mais importante, teve como partida o Rio Grande do Sul (PINHEIRO, 2007, p.25)

Quanto à heterogeneidade de solos e de culturas distribuídas geograficamente no território paranaense Pinheiro (2007, p.26) concluiu que “as diferenças no estilo de formação e ocupações das áreas paranaenses, a qualidade da terra de cada região, os diferentes tipos de plantação iniciadas pelos colonizadores, fazem com que cada região do Paraná tenha seu estilo próprio de lavoura”, caracterizando então um dos determinantes para essa pluralidade de culturas e de desempenho agrícola.

Pinheiro (2007) se refere ao Paraná dividindo-o em quatro macrorregiões (Oeste, Sul, Norte e Noroeste), que possuem características diferentes de produção e com isso apresentam diferentes níveis de valor bruto da produção. A região Oeste se mostra como a mais importante, apresentando o maior valor bruto de produção, onde se produz principalmente, soja, milho, e com importância relativa inferior o feijão, mandioca, trigo, arroz, batata-inglesa e batata-doce. A microrregião de Toledo é uma das principais regiões produtoras agrícolas do Estado, destacando-se na produção de milho, algodão, soja e trigo. Vale ressaltar também o papel fundamental das cooperativas e grandes grupos que propiciam condições para adicionar valor aos produtos produzidos naquela microrregião.

Ainda em referência às macrorregiões, Pinheiro (2007) complementou que a macrorregião Sul é a segunda na composição do valor bruto da produção agropecuária, sendo

que as mesorregiões de maior relevância são a Sudoeste, Centro-Sul e Centro-Oriental. A base do valor bruto da produção agropecuária dessa região é composta pela produção de batata-inglesa, fumo, soja, milho, feijão e a erva-mate, no que se refere à produção agrícola. A Região Metropolitana de Curitiba, segunda a autora, não possui muita expressão no segmento agrícola, pois as bases de sua economia são a indústria, o comércio e os serviços.

As outras duas macrorregiões citadas anteriormente possuem uma pauta de produção bastante diversificada, sendo o setor agrícola de extrema importância para a economia das regiões. As principais culturas encontradas são a produção de algodão, milho, feijão, arroz, cana-de-açúcar, rami, amendoim, hortelã, mamona e a soja. (PINHEIRO, 2007).

Ao comparar o desempenho da área colhida com lavouras permanentes e lavouras temporárias, Pinheiro (2007) verificou que cada região apresenta um comportamento distinto, indicando que a região com maior área colhida com lavoura permanente (temporária) apresenta menor área colhida com lavoura temporária (permanente). A autora enalteceu que a região Oeste apresenta maior área colhida com lavoura temporária e a menor área colhida com lavoura permanente em relação às demais macrorregiões do Paraná. Para ela este comportamento pode ser atribuído por esta região apresentar um “complexo agroindustrial moderno e competitivo, articulado aos eixos do país e do exterior, destaca-se na região a produção de soja e milho, que estão fortemente relacionadas à agroindústria” (PINHEIRO, 2007, p.28).

No que diz respeito à macrorregião Sul, esta apresenta a segunda maior área colhida com lavoura temporária e a segunda menor área colhida com lavoura permanente. A macrorregião em questão tem uma agricultura bastante diversificada e destacam-se a produção de batata, milho e feijão. O desenvolvimento da agricultura nesta região é resultado de uma intensificação da produção mediante aumento da produtividade e com isso aumento a gama de produtos produzidos como a soja, milho, erva-mate e fumo, sem diminuir a produção de outras culturas tradicionais como a batata e o feijão (PINHEIRO, 2007; MELO 2006).

Pinheiro (2007) relatou que as macrorregiões Norte e Noroeste apresentaram as duas menores áreas colhidas com lavoura temporária e as duas maiores áreas colhidas com lavoura permanente. Para a autora essas duas macrorregiões possuem características que determinam o comportamento da agricultura no Estado. A mesorregião Noroeste, que faz parte da

macrorregião Noroeste, “Dentre todas as mesorregiões que integraram o processo de expansão da fronteira agrícola, baseadas na expansão cafeeira, foi a que apresentou maior dificuldade para transitar da crise cafeeira para outras atividades” (PINHEIRO, 2007, p.29). A autora interpreta tais dificuldades sendo relacionadas às limitações do solo que impossibilitaram a expansão das culturas anuais, tornando a pecuária extensiva, a opção para o declínio do café. A mesorregião Centro Ocidental, que também faz parte do grupo macrorregional Noroeste, tem na sua base produtiva agrícola o cultivo de grãos, essencialmente.

Conforme Pinheiro (2007), a mesorregião Norte Central possui municípios tanto na macrorregião Norte quanto na macrorregião Noroeste, sendo que sua base produtiva se destacou pelo cultivo de soja e milho, mas foi destacado também o importante avanço da fruticultura na região, principalmente nas lavouras permanentes, no caso, a laranja tornou-se um exemplo. Outra mesorregião, que completa a macrorregião Norte é o Norte Pioneiro. Esta região, após a crise do café, passou a cultivar soja, milho e cana-de-açúcar.

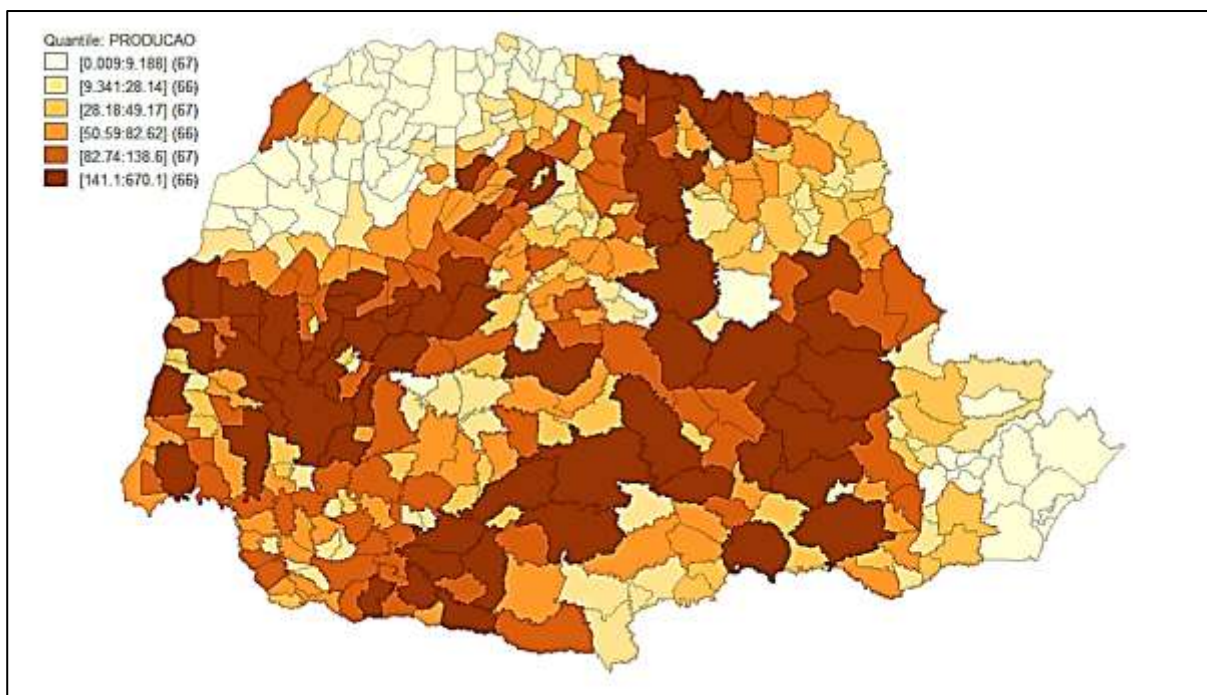
Por fim, Pinheiro (2007), concluiu que pelo fato de dentro de um mesmo Estado existir regiões com características heterogêneas, o desempenho agrícola se distribuiu da mesma forma. Constatou também que cada região possui um modo de desenvolvimento distinto, atribuído ao tipo de solo e outras características como, clima e colonização, que permitiram o melhor desenvolvimento de culturas adaptadas para aquela região específica. Na seção seguinte são descritos alguns trabalhos que tratam do agronegócio e da produtividade agrícola.

4.2 Resultados Empíricos

Antes de partir para as estimações da função de produção, é importante realizar a análise descritiva dos dados por meio da Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE). Esta forma de observação facilita o entendimento do trabalho, e corrobora com a escolha da metodologia utilizada.

Primeiramente a Figura 5 nos mostra a distribuição da produção agrícola no Paraná em mil toneladas para o ano de 2010. A produção agrícola foi utilizada como instrumento para a obtenção do índice de produtividade explicado na seção 4.4. A produção agrícola dos

municípios do Estado, como já comentado, se formou da soma da produção de grãos dos municípios do Paraná, que neste caso foi a soma da produção de arroz, feijão, milho, soja e trigo.



Fonte: Elaboração do Autor.

Figura 5 - Mapa *Quantile* da produção agrícola no Estado do Paraná

. A Figura 5 representa o mapa denominado *Quantile*, que está separado em seis categorias, nele a variável foi dividida em seis grupos de mesma quantidade de municípios. A quantidade produzida aumenta de acordo com a cor mais escura e os 66 municípios de maior produção produziram entre 141,1 e 670,1 mil toneladas. Ficou evidente que as regiões Oeste, Centro-Oriental, Centro-Sul e Sudeste, bem como alguns municípios da região Norte Central se destacaram entre os de maior produção agrícola (grãos, em toneladas)¹⁸. Já as Regiões Metropolitana e Noroeste se mostraram como as de menor produção agrícola, produzindo até 9,18 mil toneladas de grãos no ano de 2010.

Pode-se perceber a heterogeneidade da distribuição da produção no Estado. Dentre o grupo de municípios mais produtivos, podemos destacar que oito cidades produziram mais de 400 mil toneladas no ano de 2010, conforme a Tabela 2.

¹⁸ Para identificação das regiões geográficas do Paraná ver o anexo 1

Tabela 2 – Municípios de maior produção agrícola no ano de 2010

Município	Produção (toneladas)
Castro - PR	670,090.00
Tibagi - PR	587,858.00
Assis Chateaubriand - PR	583,700.00
Toledo - PR	550,328.00
Cascavel - PR	470,230.00
Guarapuava - PR	461,828.00
Terra Roxa - PR	418,975.00
São Miguel do Iguaçu - PR	414,309.00

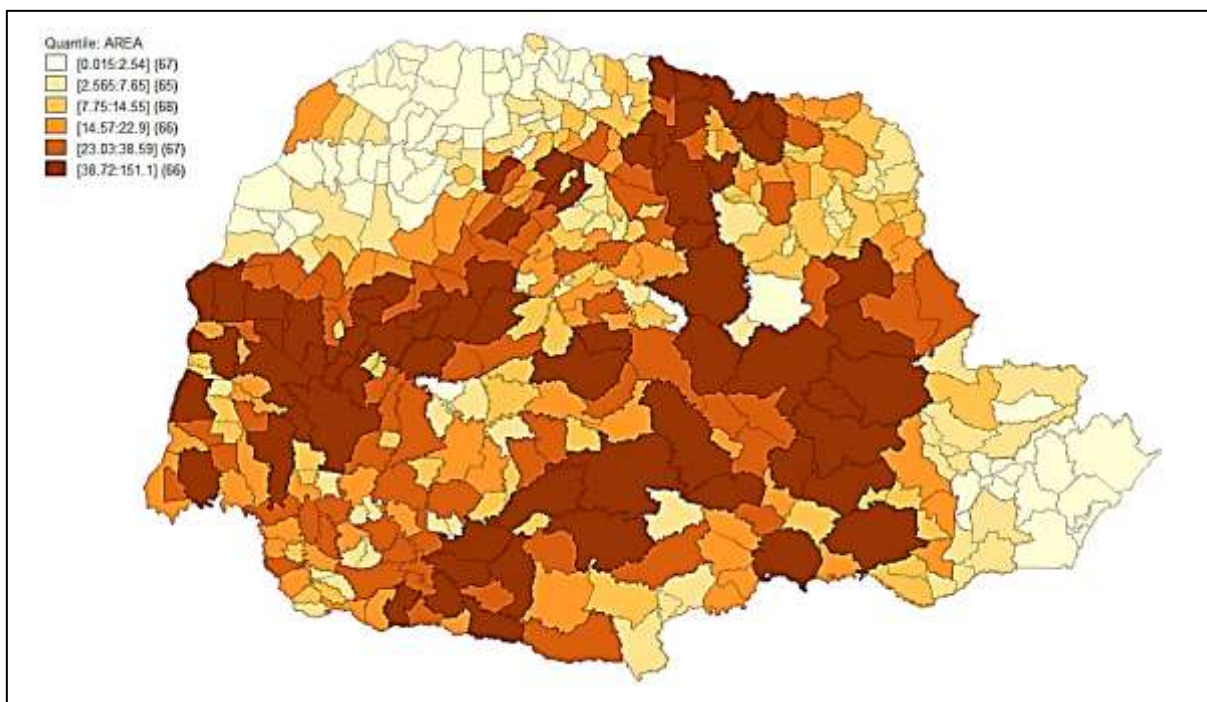
Fonte: Elaboração do autor a partir da (PAM/IBGE)¹⁹

Vale ressaltar que Castro se apresentou como a cidade com maior produção de grãos no ano de 2010 com 670.090 toneladas. Para maior esclarecimento, no Apêndice A se encontra a lista de municípios paranaenses por ordem de produção onde são contempladas todas as cidades.

Outro dado importante na análise da produtividade agrícola no Paraná é a área plantada, que é o denominador do índice de produtividade. Este dado é apresentado em hectares e se compõe da soma da área plantada dos grãos tratados aqui (arroz, feijão, milho, soja e trigo). Da mesma forma que a produção, na figura 6 se apresenta o mapa *Quantile* da área plantada da produção agrícola no Paraná. Nota-se que a área plantada no Estado se distribui de forma heterogênea e semelhante à distribuição da quantidade produzida conforme mostra a Figura 5.

A área plantada na agricultura do Paraná no ano de 2010 variou entre os municípios de 0,015 mil à 151 mil hectares e os 66 municípios de maior área plantada variaram de 38 mil à 151 mil hectares. Fica evidente, a partir da observação das figuras 5 e 6 que os municípios que mais produziram, possuem maior área plantada. Este fato faz com que os municípios que mais produziram, não foram, necessariamente os mais produtivos, como pode-se observar nos Apêndices A e B

¹⁹ PAM/IBGE – Pesquisa Agrícola Municipal divulgado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)

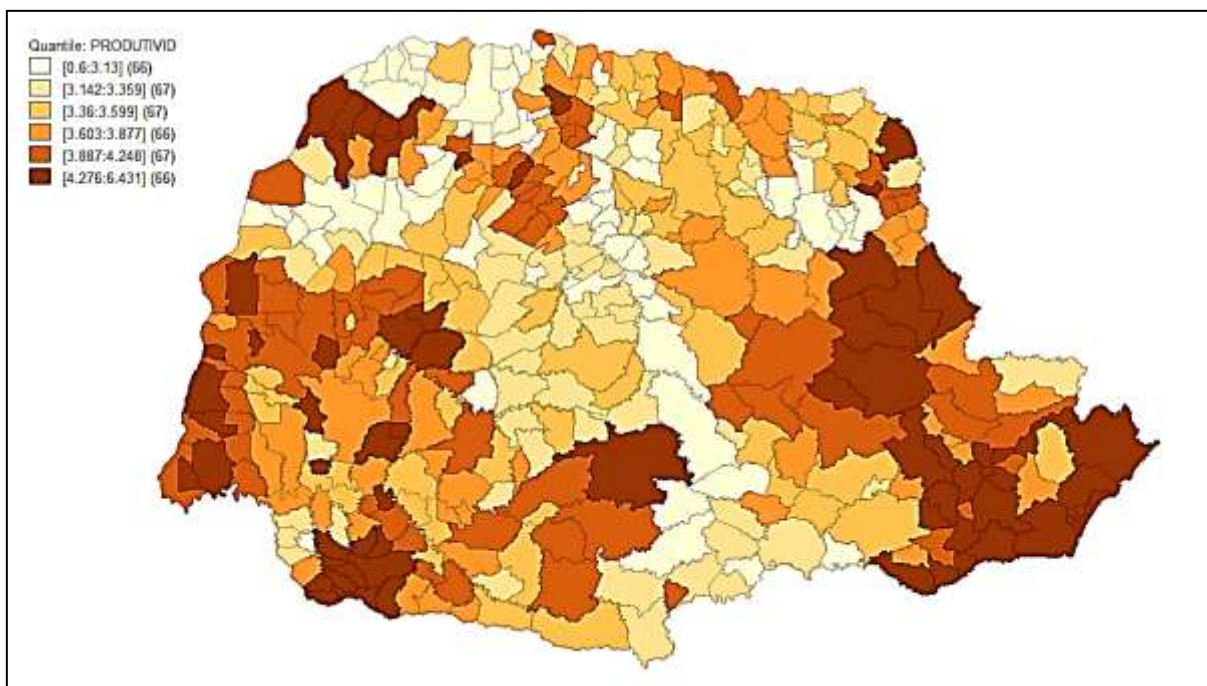


Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PAM/IBGE

Figura 6 – Mapa *Quantile* da área plantada na agricultura no Paraná no ano de 2010

A descrição destas duas variáveis (produção de grãos e área plantada) é importante para dar sustentação à análise da variável de interesse proposta, que é a produtividade agrícola. Sendo assim a Figura 7 apresenta a distribuição da produtividade agrícola entre os municípios do Paraná. Esta variável, calculada conforme demonstrado na seção 4.4, consiste no objeto de interesse que teve seu comportamento explicado pelo modelo estimado.

Podemos observar na figura 7 que a distribuição da produtividade agrícola no Paraná se deu de forma heterogênea, assim como a distribuição da produção agrícola e da área plantada, indicando a diferença de desempenho produtivo entre os municípios quando se trata da eficiência na produção de grãos por hectare plantado. Além disso, observa-se que existem aglomerações de municípios tanto de alta produtividade como de baixa produtividade. A figura 7 evidenciou indícios de aglomeração de produtividade nas regiões Metropolitana, Centro Oriental e Oeste. Como a produtividade agrícola é a variável de interesse, ela foi tratada de maneira mais detalhada.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PAM/IBGE

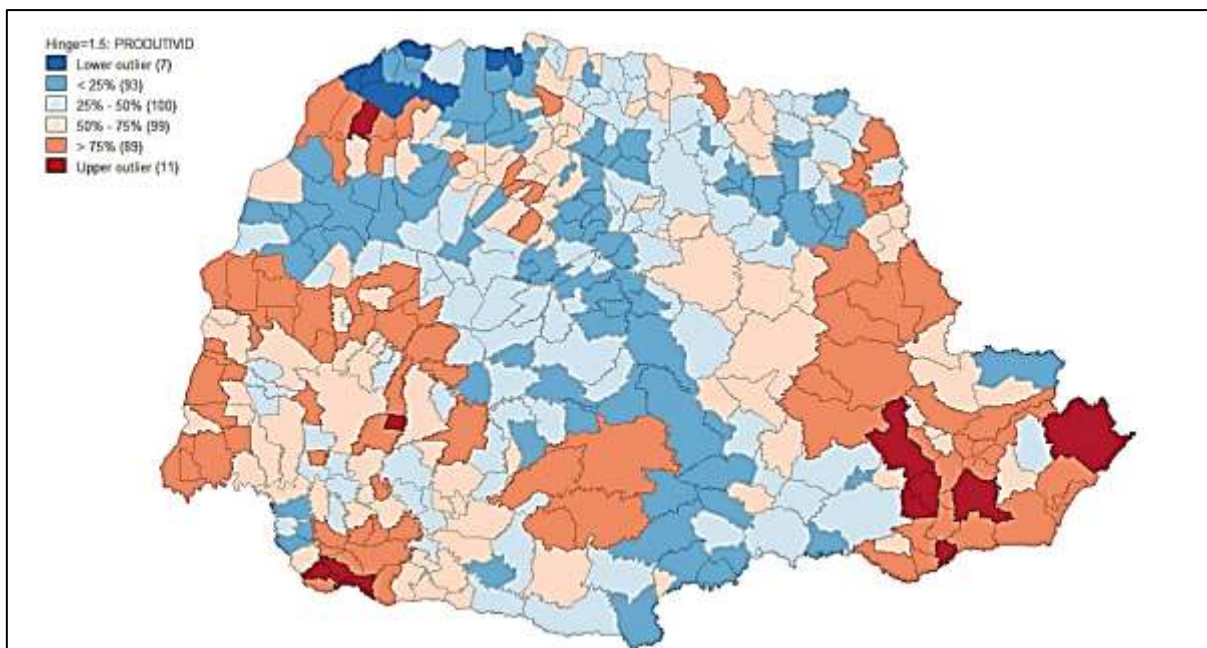
Figura 7 – Mapa *Quantile* de Produtividade Agrícola no Paraná em 2010

Outra forma de analisar a distribuição geográfica da produtividade é a partir do mapa de *outliers* com *hinge* 1,5, que nos demonstra quais municípios estão muito acima, ou muito abaixo da produtividade em comparação com todos os outros municípios do Estado. Isso significa que o mapa descreve quais municípios produzem mais ou menos que 1,5 vezes o valor do intervalo estabelecido de produtividade dos municípios²⁰.

A partir da análise da Figura 8 podemos indicar que são 18 os municípios que possuem produtividade discrepante com relação às outras cidades do Estado. Sendo que 11 são *upper outliers*, ou seja, são municípios que tiveram desempenho produtivo excepcionalmente alto comparado às demais cidades do Estado e com isso possuem forte influência na determinação da autocorrelação global. Evidenciou-se também que 7 municípios são *lower outliers*, o que significa que sete cidades produzem excepcionalmente abaixo das demais cidades do Estado do Paraná, com fraca influência na determinação da autocorrelação espacial global.

²⁰ A média de produtividade dos municípios do Paraná é de 3,68 toneladas por hectare e os *upper outliers* produzem acima de 5,52 toneladas por hectare e os *lower outliers* produzem abaixo de 2 toneladas por hectare, conforme tabela 3

Além disso, o mapa apresenta as diferenças de produtividade agrícola entre os municípios por intervalos percentuais, dividindo a amostra em 6 partes, as quatro partes do intervalo interquartilico, mais os *outliers* alto e baixo.



Fonte: Elaboração do autor com base nos dados da PAM/IBGE

Figura 8 – Mapa de *Outliers* de Produtividade Agrícola no Paraná em 2010

Este fato pode ser observado com mais detalhes na Tabela 3 que lista os municípios *outliers* no que se refere à produtividade agrícola no Paraná. Vale ressaltar que os municípios Agudos do sul, Araucária e Ibema se apresentam como os mais produtivos no ano de 2010 com 6,43, 6,14 e 6,10 toneladas por hectares produzidas, respectivamente. O município de Inajá se apresenta como o menos produtivo, não alcançando uma tonelada por hectare produzida para o ano de referência de 2010

Tabela 3 - Municípios paranaenses *outliers* de produtividade agrícola no ano de 2010

<i>Upper Outliers</i>		<i>Lower Outliers</i>	
Município	Produtividade (ton/ha)	Município	Produtividade (ton/ha)
Agudos do Sul	6.43	Inajá	0.60
Araucária	6.14	Santo Antônio do Caiuá	1.33
Ibema	6.10	São Pedro do Paraná	1.76
Bom Jesus do Sul	5.98	Diamante do Norte	1.81
Campo Largo	5.77	Porto Rico	1.82
Contenda	5.76	Loanda	1.94
Santa Isabel do Ivaí	5.70	Guairaçá	1.95
São José dos Pinhais	5.56		
Flor da Serra do Sul	5.50		
Guaraqueçaba	5.38		
Salgado Filho	5.33		

Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da PAM/IBGE

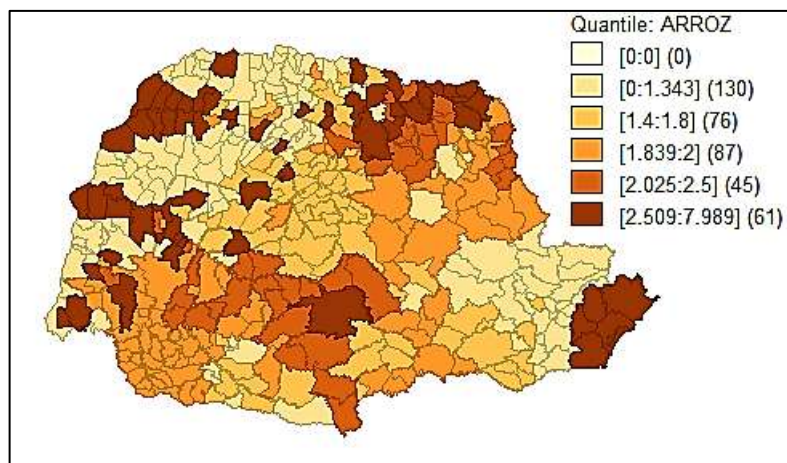
Estas figuras evidenciam a possível existência de *clusters* de produtividade agrícola no Paraná. Tais indícios, consequentes da visualização do mapa, ainda não são fortes o suficiente para que seja afirmada a existência de aglomerações de produtividade. Para isso foi realizada a verificação da existência de Autocorrelação Espacial Global ou Local das variáveis trabalhadas.

4.3 Discriminação da produtividade por tipo de grão

Com a finalidade de apresentar a variável de interesse de forma mais detalhada, coube apresentar os mapas de produtividade para cada tipo de grão que compõem o índice de produtividade calculado. A partir da visualização destes mapas foi possível identificar quais municípios são mais produtivos em determinada cultura, ficando evidente a vocação de cada região.

A figura 9 representa o mapa de produtividade de arroz dos municípios paranaenses, caracterizando que os 61 municípios mais produtivos, produzem entre 2,5 e 7,9 toneladas por hectare. Cabe destaque, por ordem do mais produtivo ao menos produtivo, aos municípios de: Santa Isabel do Ivaí, Ivaté, Jacarezinho, Santa Cruz de Monte Castelo, Santa Monica, Barra do Jacaré, Cambará, São Miguel do Iguaçu, Douradina, Querência do norte, Guaraqueçaba, Cidade Gaúcha, Icaraíma, Tapira, Paranaguá, Amaporã, Guaratuba, Terra Rica, Corbélia, Morretes, Antonina, Floresta, São Jorge do Ivaí, Pontal do Paraná, Matinhos, Planaltina do

Paraná, Formosa do Oeste e Ouro verde do Oeste, todos estes com produção de pelo menos 5 toneladas por hectare.



Fonte: Elaborado pelo autor

Figura 9 – Mapa *Quantile* da Produtividade de Arroz no Paraná no ano de 2010

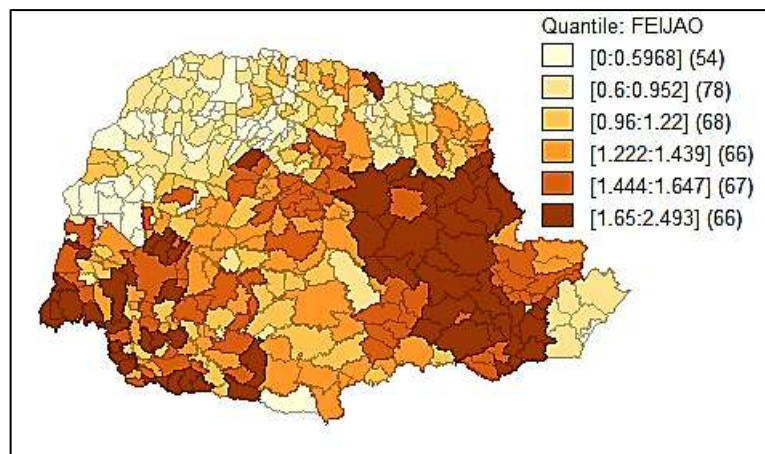
O IAPAR (2013)²¹ desenvolve o programa “Arroz” no Paraná, que tem como objetivo o desenvolvimento de tecnologias para aumentar a produtividade desta cultura. No estado a produção é feita de duas maneiras, a produção de sequeiro e a produção irrigada. Na produção de arroz de sequeiro, dois ambientes são considerados: o atual e o potencial. O ambiente atual da produção de arroz de sequeiro é formado por pequenas propriedades que produzem para consumo próprio, típicas de agricultura familiar em todas as regiões do Estado, cultivando em torno de 1 hectare de arroz.

Já o ambiente potencial é composto pelas áreas cultivadas de milho e soja, nas quais o arroz é inserido como opção de rotação. Tal inserção, conforme o IAPAR (2013) pode contribuir significativamente para aumentar a área cultivada de arroz, havendo tecnologia para atingir altos rendimentos de grãos. Um terceiro ambiente ainda pode ser destacado, sendo o arroz colocado como opção para reforma de pastagens.

A figura 10 apresenta a distribuição da produtividade de feijão ente os municípios do Paraná no ano de 2010. O grupo dos 66 municípios mais produtivos produziu entre 1,6 e 2,5 toneladas de feijão por hectare. Dentre estes municípios mais produtivos coube destaque, por ordem do mais produtivo ao menos produtivo, para as cidades de Castro, Carambeí, Ponta

²¹ IAPAR - Instituto Agrônômico do Paraná.

Grossa, Tibagi, Ipiranga, Ivaí, Sertaneja, Piraí do sul, Jaguariaíva, Anahy, Ventania, Ortigueira, Araucária, Itaipulândia, Contenda, Campo Magro e foz do Iguaçu, que no ano de 2010 tiveram produtividade acima dos 1,9 toneladas por hectare.



Fonte: Elaborado pelo autor

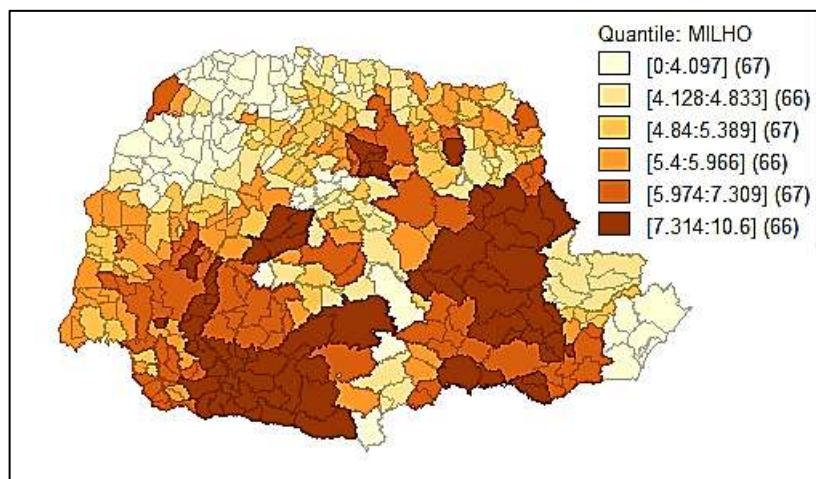
Figura - 10 Mapa *Quantile* da Produtividade do Feijão no Paraná no ano de 2010

De acordo com a SEAB²², DERAL²³ (2012a), o feijão é uma cultura de destaque na agricultura do Paraná. É uma das principais em área plantada, sendo cultivada principalmente em pequenos e médios estabelecimentos, como uma das principais alternativas para o pequeno produtor e também uma grande demandadora de mão-de-obra tanto familiar como contratada. A produção de feijão tem um papel importante para a economia do Estado como geradora de emprego e de renda no campo.

Outra cultura de interesse abordada foi a produção de milho e a figura 11 apresentou como ela ocorreu entre os municípios paranaenses no referido ano. De acordo com esta figura, o grupo dos 66 municípios mais produtivos produziu entre 7,3 e 10,6 toneladas por hectare. Dentre este grupo destacaram-se, por ordem do mais produtivo ao menos produtivo, as cidades de Bom Sucesso, Catanduvas, São João, Mariópolis, Pato Branco, Jaguariaíva, Piraí do Sul, Ponta Grossa, Itapejara do Oeste, Coronel Vivida, Campo bonito, Arapoti, Carambeí, Verê, Mauá da Serra, Renascença e Clevelândia, que produziram ao menos 9 toneladas por hectare no ano de 2010.

²² SEAB – Secretaria de Estado da Agricultura e do Abastecimento.

²³ DERAL – Departamento de Economia Rural.



Fonte: Elaboração do autor

Figura 11 – Mapa *Quantile* de Produtividade do Milho no Paraná no ano de 2010

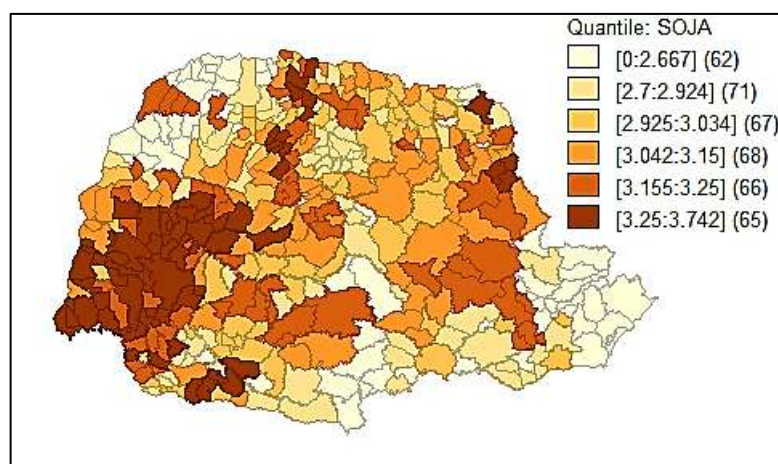
Conforme SEAB, DERAL (2012b). a cultura de milho sempre teve um papel importante para a economia paranaense, pelo seu potencial de gerar emprego e renda em toda sua cadeia produtiva. Entre 2007 e 2010 o VBP (Valor Bruto da Produção) do milho foi, em média, R\$ 3,91 bilhões²⁴ anuais. A produção de milho vem sendo nos últimos anos, em comparação com outros grãos, a segunda cultura mais importante, ficando atrás apenas da soja.

A figura 12 apresenta o mapa *Quantile* da produtividade da soja dos municípios paranaenses no ano de 2010. Conforme a figura, os 65 municípios mais produtivos no que diz respeito ao soja, produziram entre 3,25 e 3,74 toneladas de soja por hectare. Pôde-se destacar, por ordem de maior produtividade, os municípios de Juranda, Goioerê, Jesuítas, Assis Chateaubriand, Tupãssi, Quatro Pontes, Santo Inácio, Medianeira, Quinta do Sol, Ivatuba, Campina da Lagoa, São José das Palmeiras, Corbélia, Ubitatã e São Miguel do Iguçu, que produziram mais de 3,5 toneladas de soja por hectare.

A cultura de soja é a mais importante do estado, com maior valor de produção. 8,102 bilhões de reais em 2010, dentre a produção de grãos (SEAB, DERAL. 2012b). O estado do Paraná exportou em 2010, 29,09 toneladas de soja e conforme SEAB, DERAL (2012c) o Paraná é o segundo estado em produção, ficando atrás apenas do estado de Mato Grosso. A produção de soja tem essa relevância, pois o aumento constante do consumo de carne mundial, pelo fato do aumento da população mundial e da renda nos países emergentes, tem

²⁴ Valores nominais.

feito com que houvesse mais investimentos nos últimos anos a fim de atender essa demanda (SEAB, DERAL, 2012c).



Fonte: Elaboração do autor

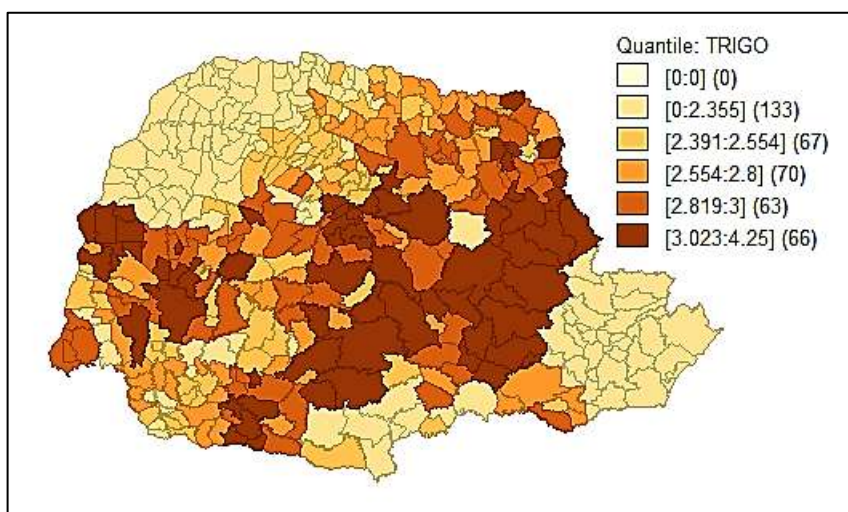
Figura 12 – Mapa *Quantile* de produtividade de soja no Paraná no ano de 2010

A figura 13 apresenta o mapa *Quantile* da produtividade de trigo dos municípios paranaenses no ano de 2010. Pela visualização do mapa, podemos perceber que o grupo dos 66 municípios mais produtivos em trigo produziu entre 3,02 e 4,25 toneladas de trigo por hectare. Dentr este grupo, destacaram-se, por ordem do mais produtivo, os municípios de Arapoti, Jaguariaíva, Piraí do Sul, Carambeí, Castro, Farol, Ivaí, Ponta Grossa, Saudade do Iguaçu, Ipiranga, Tibagi, Palmeira, Céu Azul, Sengés e São João do Triunfo que tiveram produtividade acima de 3,4 toneladas por hectare no referido ano.

Conforme Hubner (2010), o Paraná tem sido o principal produtor de trigo do Brasil e em 2010 participou de 57% do volume total colhido, seguido pelo rio Grande do sul que colheu 32% do total. O Norte do Paraná é a principal região produtora de trigo, pois nesta região, o risco de ocorrência de geadas e chuvas na colheita é menor. A região Oeste foi a segunda maior produtora de trigo no estado do Paraná com 20,4% da produção na safra 2009/2010. De acordo com o autor, os agricultores paranaenses agem com profissionalismo na condução das lavouras e buscam empregar com eficiência as tecnologias disponíveis.

No caso do trigo, que é refém das adversidades ocorridos no ciclo produtivo, graças à dedicação dos pesquisadores e da assistência técnica, em sintonia com os produtores, é

expressiva a melhoria na produção, resultando em uma produção média de 2,15 toneladas por hectare no ano de 2010.



Fonte: Elaboração do autor

Figura 13 – Mapa *Quantile* de produtividade do trigo no Paraná no ano de 2010

Pela observação discriminada entre a produção de grãos no estado do Paraná, puderam-se verificar as diferentes características do modo de produção das culturas, umas com grandes produtores, outras com pequenos e médios produtores. Também ficaram evidentes as diferenças na finalidade de produção, seja para o consumo próprio das unidades de produção, para consumo interno do país ou exportação. Ainda se verificou as diferentes utilidades da produção de grãos, seja com o intuito de fonte de alimentos para a população ou matéria-prima para a produção de outros bens.

4.4 Detecção da Autocorrelação Espacial

A Autocorrelação Espacial identifica se os municípios apresentam aglomerados ou *clusters* da variável em questão. A autocorrelação espacial pode ser identificada por meio do cálculo do Índice de *Moran*, que identifica a presença de autocorrelação espacial global e

também pela análise dos mapas de *clusters* espaciais, que apresenta os aspectos locais desta autocorrelação espacial. Tais métodos têm seus resultados apresentados a seguir.

4.4.1 Autocorrelação Espacial Global

A autocorrelação Espacial global é apresentada na forma de um diagrama de dispersão, e nos informa se a autocorrelação espacial entre duas variáveis é positiva ou negativa, por meio do cálculo do índice *I* de *Moran*. Caso o *índice* calculado for maior que o *I* de *Moran* Esperado²⁵, existe autocorrelação espacial positiva entre as variáveis observadas. Se o *I* de *Moran* calculado for menor que o *I* de *Moran* Esperado, existe autocorrelação espacial negativa.

O *I* de *Moran* Esperado é obtido da seguinte forma.

$$E(I) = \frac{-1}{(n - 1)}$$

Em que o *n* é o número de observações, no caso, o número de municípios. Sendo assim, o índice esperado é de -0,0025. Os valores do Índice de *Moran* calculado que estiverem acima deste valor identificarão autocorrelação espacial positiva, os valores calculados que se situarem abaixo deste valor indicarão autocorrelação espacial negativa.

4.4.1.1 *I* de *Moran* Global Univariado

Para o cálculo do *I* de *Moran* Global foram utilizadas as ordens de contiguidade rainha, torre e dos 5 e 7 vizinhos mais próximos (K-5 e K-7). Primeiramente se calculou o Índice de *Moran* Global para as variáveis Produtividade e Produtividade defasada espacialmente, ou seja, calculou-se o *I* de *Moran* Global Univariado. Conforme apresenta a Tabela 4, para todas as ordens de contiguidade apresentou-se índice acima do valor esperado, o que sinaliza a presença de autocorrelação espacial positiva da variável produtividade, além disso a convenção que apresentou melhor resultado foi a matriz de peso de cinco vizinhos mais próximo (K-5).

Tabela 4 -*I* de *Moran* Global Univariado da Produtividade

²⁵ O *I* de *Moran* Esperado é o valor do índice caso as variáveis não tivessem um padrão espacial a ser identificado.

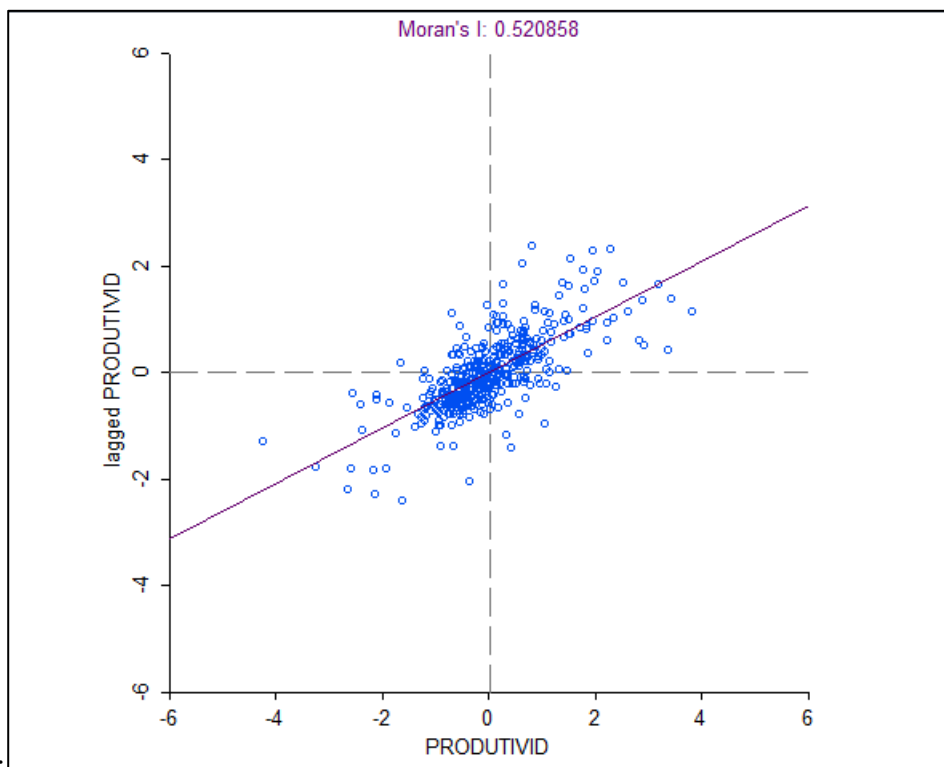
Ordem de Contiguidade	<i>I</i> de <i>Moran</i> Calculado	<i>p-value</i>
Rainha	0.51	0,001
Torre	0.51	0,001
K-5 vizinhos	0.52	0,001
K-7 vizinhos	0.48	0,001

Fonte: Elaboração do autor por meio do software GeoDA

Sendo assim, a ordem de contiguidade utilizada nas demais análises foi a matriz de cinco vizinhos mais próximos (K-5), por apresentar maior valor no Índice de *Moran*. A figura 9 apresenta o diagrama de dispersão obtido com a matriz K-5 e demonstra graficamente a autocorrelação espacial positiva da variável explicada.

Observando o diagrama de dispersão na Figura 14 constata-se a autocorrelação espacial positiva da produtividade entre os municípios paranaenses no ano de 2010. O valor calculado do Índice de *Moran* calculado (0,52), maior que o valor esperado (-0,0025) indica uma forte tendência de autocorrelação espacial positiva²⁶. Este valor se mantém para 999 permutações com *p-value* de 0,001, o que confirma a significância estatística do resultado apresentado.

²⁶ Lembrando que o *I* de *Moran* varia de -1 à 1, portanto o valor encontrado pode ser considerado alto, conforme Almeida, Perobelli e Ferreira (2005).



Fonte: Elaboração do Autor.

Figura 14 - Diagrama de Dispersão *I* de Moran Univariado da Produtividade

Tal constatação indica que municípios que apresentam alta produtividade agrícola tendem a ser rodeados por municípios com alta produtividade. De outra forma um município com baixa produtividade agrícola tende a ter em sua volta outros municípios que também tenham a produtividade agrícola em níveis baixos. Foi calculado, também, a autocorrelação espacial da produtividade em forma de logaritmo natural e esta apresenta melhor resultado usando-se a contiguidade na forma de rainha²⁷, resultando em *I* de Moran calculado de 0,4955, com 999 permutações e *p-value* de 0,001 Entretanto outros testes podem ser feitos com o objetivo de identificar a autocorrelação espacial em um fenômeno estudado.

4.4.1.2 *I* de Moran Global Multivariado

O Índice de Moran Global Multivariado demonstra o grau de associação espacial entre duas variáveis. No caso verificou-se a associação espacial da variável de interesse (produtividade da terra) com as demais variáveis explicativas.

²⁷ Ver forma de contiguidade rainha na seção 4.

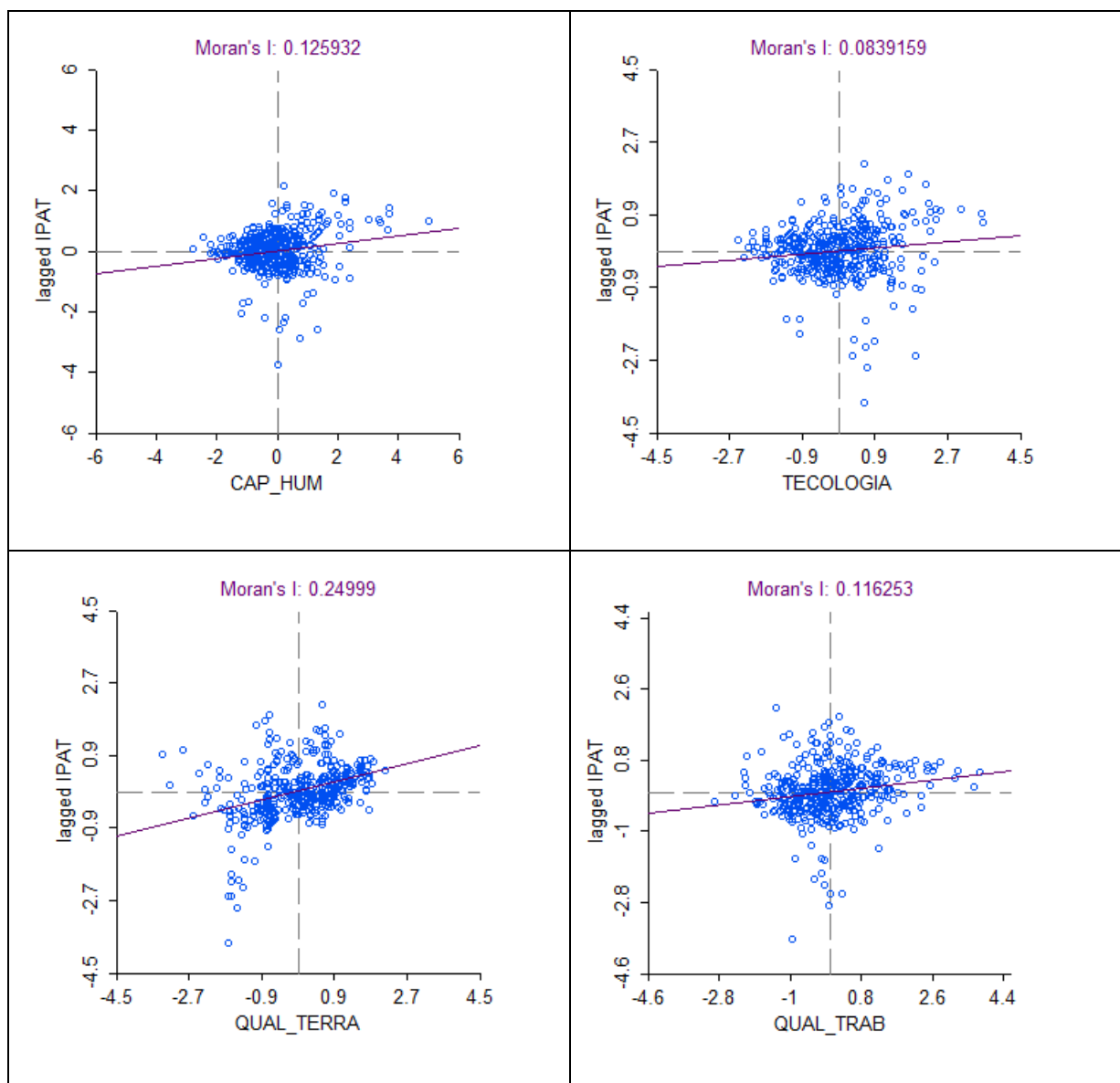
Para determinar as variáveis explicativas seguiu-se o padrão utilizado na literatura deste assunto, limitados pela adequação à metodologia e disponibilidade de dados desagregados em nível municipal.

Este estudo utilizou como variáveis explicativas para a produtividade agrícola as variáveis capital humano, tecnologia empregada, qualidade da terra, qualidade do trabalho, área plantada relativa²⁸, todas elas foram tratadas na forma de logaritmo natural, o que condiz com o modelo explicitado na seção três. As variáveis rodovias pavimentadas e rodovias não pavimentadas e temperatura e chuva, também foram inseridas a fim de complementar o modelo. As figura 15 e 16 demonstram o padrão de associação espacial global das variáveis explicativas com a variável determinada (produtividade agrícola da terra).

A figura 15 apresenta a relação espacial global entre o índice de produtividade da terra e as variáveis explicativas, capital humano (CAP_HUM), tecnologia, qualidade da terra (QUAL_TERRA) e qualidade do trabalho (QUAL_TRAB), com a variável de interesse, produtividade agrícola da terra (IPAT). A variável qualidade da terra demonstrou a maior autocorrelação espacial positiva dentre este grupo de variáveis explicativas, no valor de 0,24999. As variáveis capital humano, tecnologia, qualidade da terra e qualidade do trabalho apresentaram um padrão positivo de associação espacial global, ou seja, as variáveis de valores altos (baixos) tendem a possuir vizinhos com valores altos (baixos).

Estes comportamentos se justificam, pois regiões que possuíram capital humano abundante tiveram condições para desenvolver novas técnicas e utilizar tecnologias mais avançadas de produção. Se tratando da variável tecnologia, medida em *megawatts*, analisou-se que as unidades produtoras que consumiram mais energia, usaram aditivos como irrigação, por exemplo, para melhora do solo e assim aumentar sua produtividade.

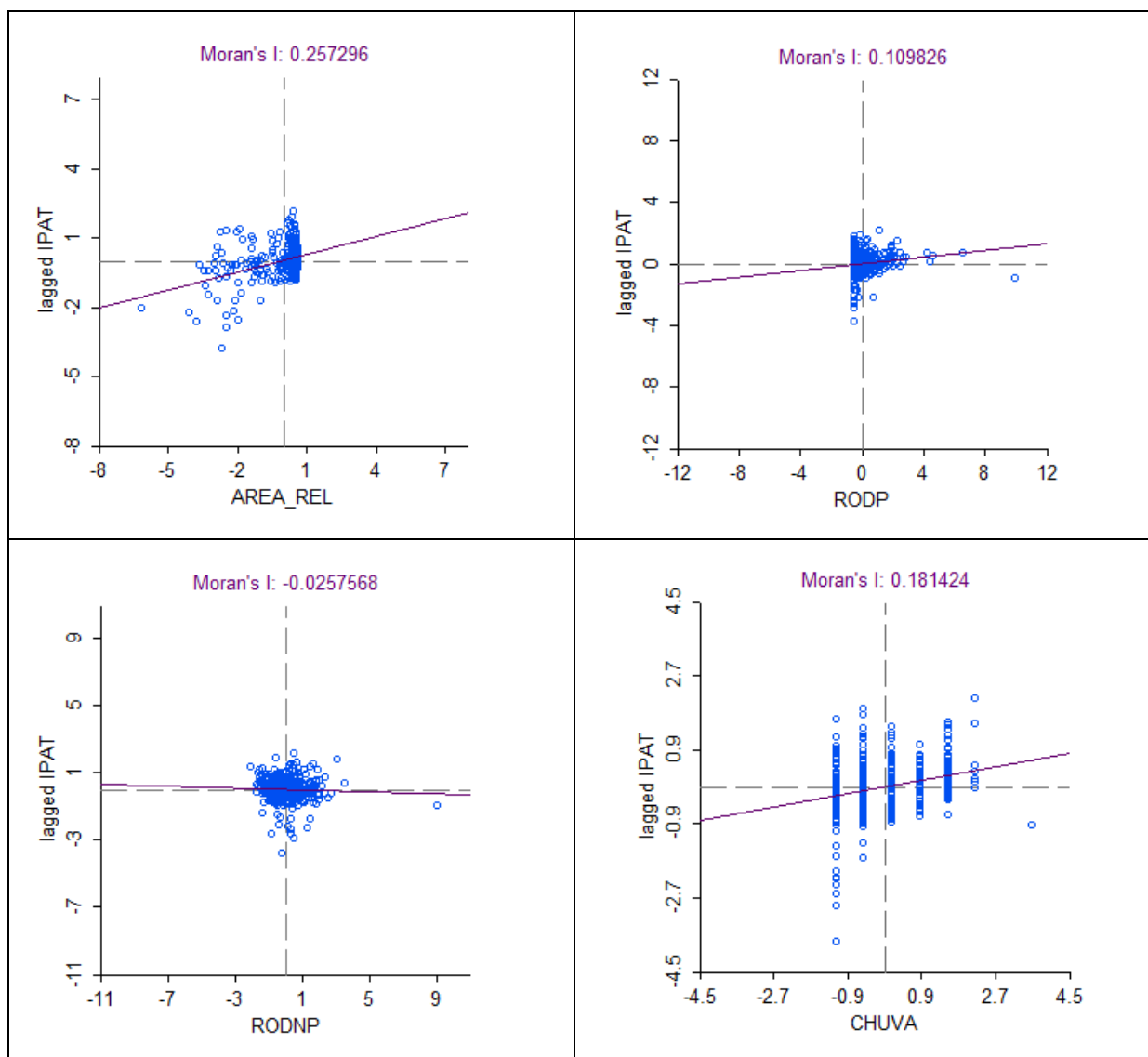
²⁸ A variável área relativa representa a área plantada relativa entre as culturas de grãos, usadas para o cálculo do índice de produtividade, e a área plantada total de todas as culturas agrícolas. Esta variável representa uma vocação, ou intensidade na plantação das culturas de grãos, o que demonstra uma relação positiva com a produtividade.



Fonte: Elaboração do autor

Figura 15 - *I* de Moran Global Multivariado (capital humano, tecnologia, qualidade da terra e qualidade do trabalho)

A relação positiva entre produtividade agrícola e a variável qualidade da terra implicou que essas regiões continham melhores condições de solo para o plantio e colheita, pois são terra em sua maioria roxa e mecanizadas. Já o fato de uma região possuir maior qualidade no trabalho, significou que, nestas regiões os trabalhadores são mais capacitados e mais eficientes, com melhor remuneração, contribuindo para o aumento da produtividade agrícola, partindo-se do pressuposto que o maior salário implica em maior produtividade marginal da trabalho. As demais variáveis explicativas são apresentadas na Figura 16.

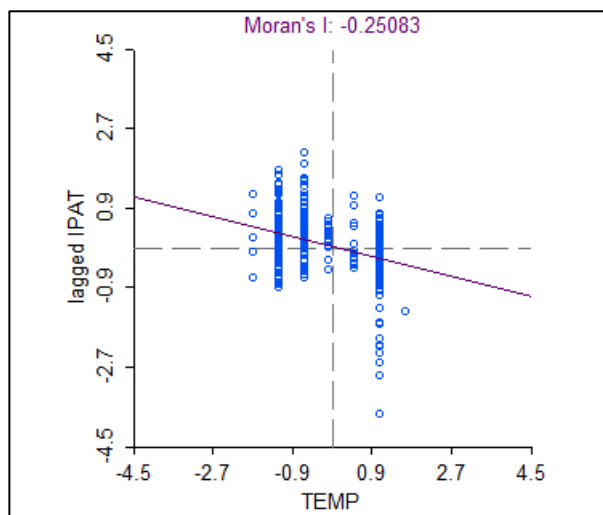


Fonte: Elaboração do autor.

Figura 16 – I de Moran Global Multivariado (área relativa, rodovia pavimentada, rodovia não pavimentada e chuva)

A Figura 16 mostra as variáveis, área plantada relativa (AREA_REL), rodovias pavimentadas (RODP), rodovias não pavimentadas (DONP) e chuva. Vale destacar a variável área plantada relativa como o de maior índice global dentre as variáveis explicativas, no valor de 0,2572, o que significou que as regiões que são mais especializadas ou intensivas na produção de grãos, tendem a ser mais produtivas. A variável rodovias pavimentadas possui autocorrelação positiva, demonstrando que estas regiões possuem boa infraestrutura de escoamento de produção, transporte de insumos e máquinas. A variável rodovias não pavimentadas não apresenta um padrão definido de autocorrelação espacial, indicando que,

para a amostra, não possui padrões de associação locacional com a produtividade em aspecto global²⁹. Por fim a variável chuva também possuiu autocorrelação positiva, indicando que as regiões mais chuvosas tenderam coincidir com regiões de maior produtividade, isso se deve ao fato de que a água é fator essencial para a produção agrícola.



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 17 - I de Moran Multivariado (temperatura)

Por último a figura 17 apresenta a variável temperatura (TEMP) e sua relação com a variável produtividade agrícola defasada espacialmente, sendo que esta apresentaram um comportamento negativo de autocorrelção espacial global, ou seja, as unidades que apresentam altas (baixas) temperaturas tendem a apresentar valores baixos (altos) de produtividade agrícola da terra, quando se trata de grãos.

4.4.2 Autocorrelação Espacial Local

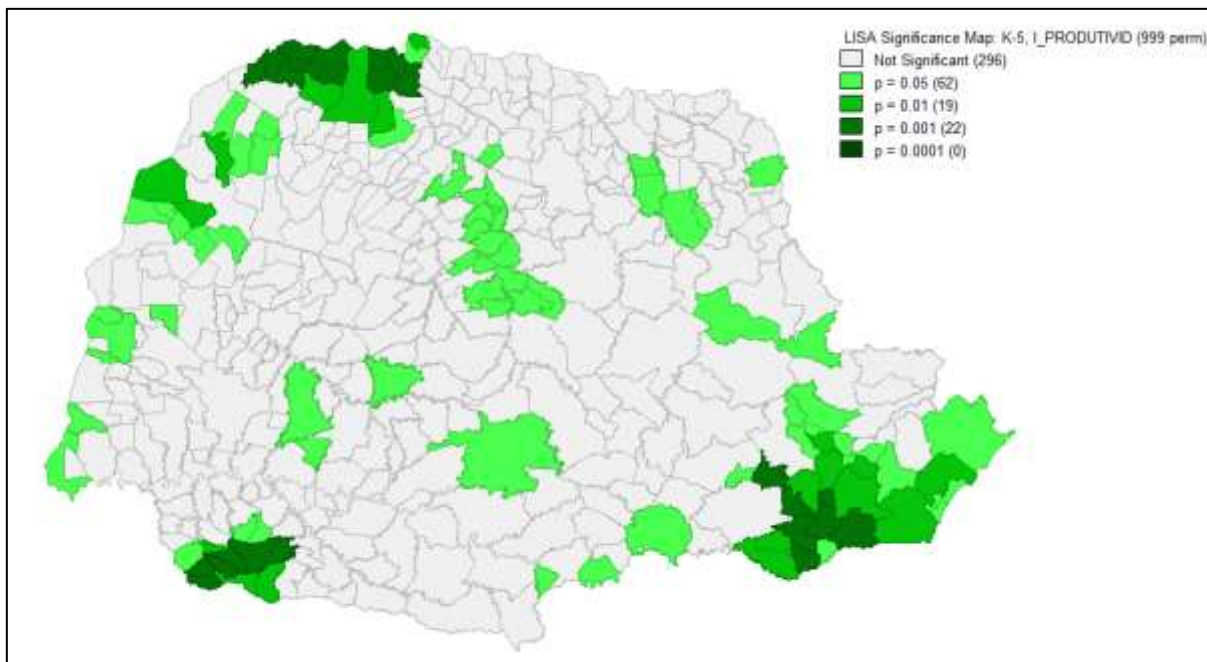
A constatação de autocorrelação espacial global pode não ser suficiente para a sustentação da hipótese de padrões de localização. Isso se deve ao fato de haver dissimilaridades ao se analisar a autocorrelação espacial global e local para uma mesma situação³⁰. Sendo assim, surge a necessidade de se utilizar também de padrões locais de associação entre as variáveis.

²⁹ Na análise local maiores detalhes das variáveis foram apresentados.

³⁰ Mais detalhes na seção quatro onde se trata da metodologia.

4.4.2.1 Autocorrelação Espacial Local Univariada

A Autocorrelação Espacial Local por meio de mapas de significância ou de *clusters*. A Figura 18 apresenta o mapa de significância em que os clusters estão discriminados por nível de aceitação. Pode-se perceber que 102 municípios possuem significância estatística com nível de pelos menos 5%, para a identificação de *clusters* espaciais.



Fonte: Elaboração do autor

Figura 18 - Mapa de Significância LISA Univariado

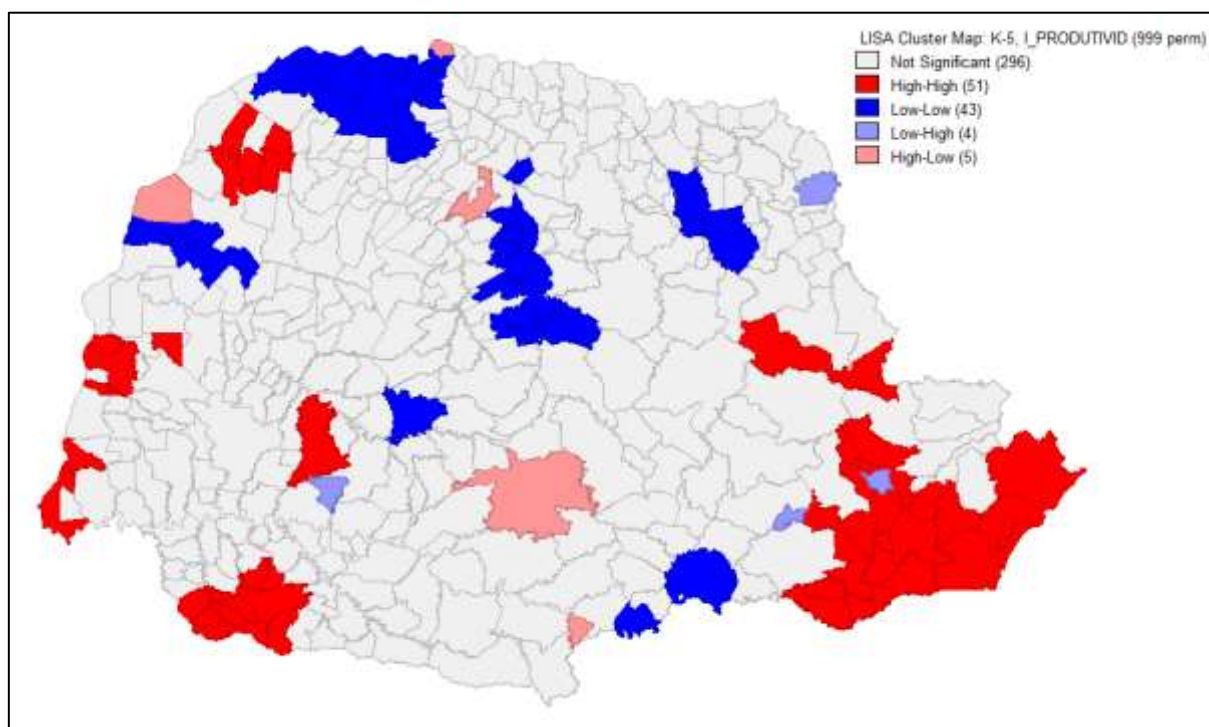
Esta primeira análise nos permitiu utilizar o mapa de *clusters* espaciais para visualizar as aglomerações de produtividade agrícola entre os municípios. Na Figura 19 Pôde-se observar a localização e o tipo de aglomerações de produtividade agrícola no Estado do Paraná no ano de 2010.

Note que 51 municípios puderam ser considerados aglomerados do tipo alto-alto, com maior *cluster* na Região Metropolitana³¹, composto pelas cidades de Agudos do Sul, Araucária, Balsa Nova, Campo do Tenente, Campo Magro, Colombo, Contenda, Curitiba, Fazenda do Rio Grande, Guaraqueçaba, Itaperuçu, Mandirituba, Matinhos, Morretes, Paranaguá, Piên, Pinhais, Piraquara, Pontal do Paraná, Quitandinha, Rio Branco do sul, Rio Negro, São José dos Pinhais, Tijucas do Sul e Doutor Ulysses.

³¹ Para melhor entendimento observar Anexo 1.

A Região Metropolitana, segundo Costa (2004) possui elevado padrão tecnológico e matriz energética da agricultura fortemente pautada em utilização de agroquímicos, mecanização, irrigação e de alta potência das máquinas. Possui também a características de pequenas unidades produtoras, Esta região possui também grande concentração de capital humano e utilização intensiva de tecnologia como se pode ver n³²

Na Região Centro-Oriental, o município de Piraí do Sul apresenta padrão de associação local do tipo Alto-Alto, sendo que este município conteve valores de qualidade do trabalho e área relativa altos Na Região Sudoeste os municípios que apresentaram formação de *clusters* espaciais do tipo alto-alto foram, Barracão, Bom Jesus do Sul, Enéas Marques, Flor da Serra do Sul, Francisco Beltrão, Manfrinópolis, Marmeleiro, Nova Esperança do Sudoeste, Pinhal de São Bento e Santo Antônio do Sudoeste.



Fonte: Elaboração do autor.

Figura 19 - Mapa de Clusters LISA Univariado da Produtividade

Já na região Oeste, as cidades que apresentaram padrões locais de associação do tipo alto-alto foram Guaraniáçu, Itaipulândia, Marechal Cândido Rondon, Maripá, Mercedes e Santa Helena. Por último, o aglomerado da região Noroeste é formado pelos municípios de

³² Quanto mais escuro, maior é a quantidade da variável.

Douradina, Ivaté, Santa Cruz de Monte Castelo, Santa Mônica e Tapira. As regiões Sudoeste e Oeste possuem aglomerações valores altos para todas as variáveis, exceto temperatura, conforme demonstrado no Apêndice C.

Pode-se notar também que existem *clusters* do tipo baixo-baixo, em que 43 municípios apresentam este padrão de associação local. Além disso os *clusters* do tipo baixo-alto e alto baixo são formados por 4 e 5 municípios respectivamente. No quadro 1 especifica-se os municípios e seu padrão de associação.

Quadro 1 - Municípios Discriminados Por Tipo de Dependência Espacial

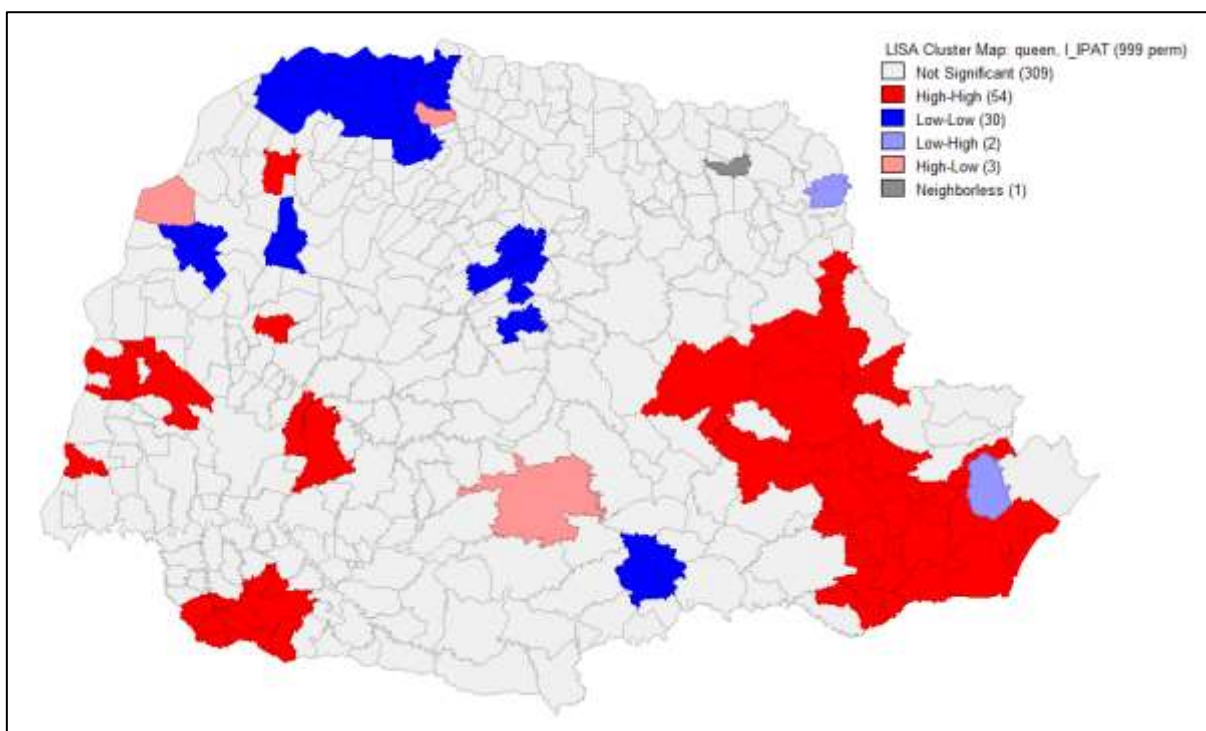
Baixo-Baixo		Alto-Alto	
Altônia	Paranacity	Agudos do Sul	Marmeleiro
Alto Paraná	Paranapoema	Araucária	Matinhos
Ariranha do Ivaí	Paranavaí	Balsa nova	Mercedes
Borrazópolis	Perobal	Barracão	Morretes
Cafezal do Sul	Pérola	Bom Jesus do Sul	Nova Esperança do Sudoeste
Cambira	Rio Branco do Ivaí	Campo do Tenente	Paranaguá
Cruz Maltina	Sabáudia	Campo magro	Piên
Diamante do Norte	Santo Antônio do Caiuá	Carambeí	Pinhais
Esperança Nova	São João do Caiuá	Colombo	Pinhal de São Bento
Grandes Rios	São Jorge do Patrocínio	Contenda,	Piraí do Sul
Guairaçá	São Mateus do Sul	Curitiba	Piraquara
Ibaiti	São Pedro do Paraná	Douradina	Pontal do Paraná
Inajá	Sapopema	Enéas marques	Quatro Barras
Itaúna do sul	Tapejara	Fazenda Rio Grande	Quitandinha
Ivaiporã	Terra Rica	Flor da Serra do Sul	Rio Branco do Sul
Japira	Xambrê	Francisco Beltrão	Rio Negro
Kaloré		Guaraniçu	Salgado Filho
Lidianópolis		Guaraqueçaba	Santa Cruz de Monte Castelo
Lunardelli		Guaratuba	Santa Helena
Marilena		Itaipulândia	Santa Mônica
Marumbi		Itaperuçu	Santo Antônio do Sudoeste
Nova Esperança		Ivaté	São José dos Pinhais
Nova Fátima		Mandirituba	Tapira
Nova Londrina		Manfrinópolis	Tijucas do Sul
Nova Itacolomi		Marechal Cândido Rondôn	Doutor Ulysses
		Maripá	
Baixo-Alto		Alto-Baixo	
Almirante Tamandaré	Espigão Alto do Iguaçu	Guarapuava	Porto Vitória
Carlópolis	Porto Amazonas	Jardim Olinda	Alto Paraíso
		Marialva	

Fonte : Elaboração do Autor.

Assim como realizado na análise global de autocorrelação espacial, nesta análise local torna-se imprescindível a apresentação do mapa de *clusters* univariado da variável dependente índice de produtividade agrícola da terra (IPAT) em forma de logaritmo natural, já que condiz com o modelo apresentado.

Na figura 20 percebe-se um padrão de associação espacial local semelhante ao da figura 19 que representa a mesma variável, salvo que aquela está na forma de logaritmo natural. Existem padrões de associação alto-alto, como se observa nas unidades em vermelho. No caso, se destacam regiões Centro-Oriental e metropolitana e também as regiões Oeste e Sudoeste apresentam aglomerações do tipo alto-alto. Há também um *cluster* do tipo baixo-

baixo na região Noroeste. Para a obtenção deste mapa foram usados 999 permutações randômicas e um filtro de significância de 5%.



Fonte: Elaboração do autor

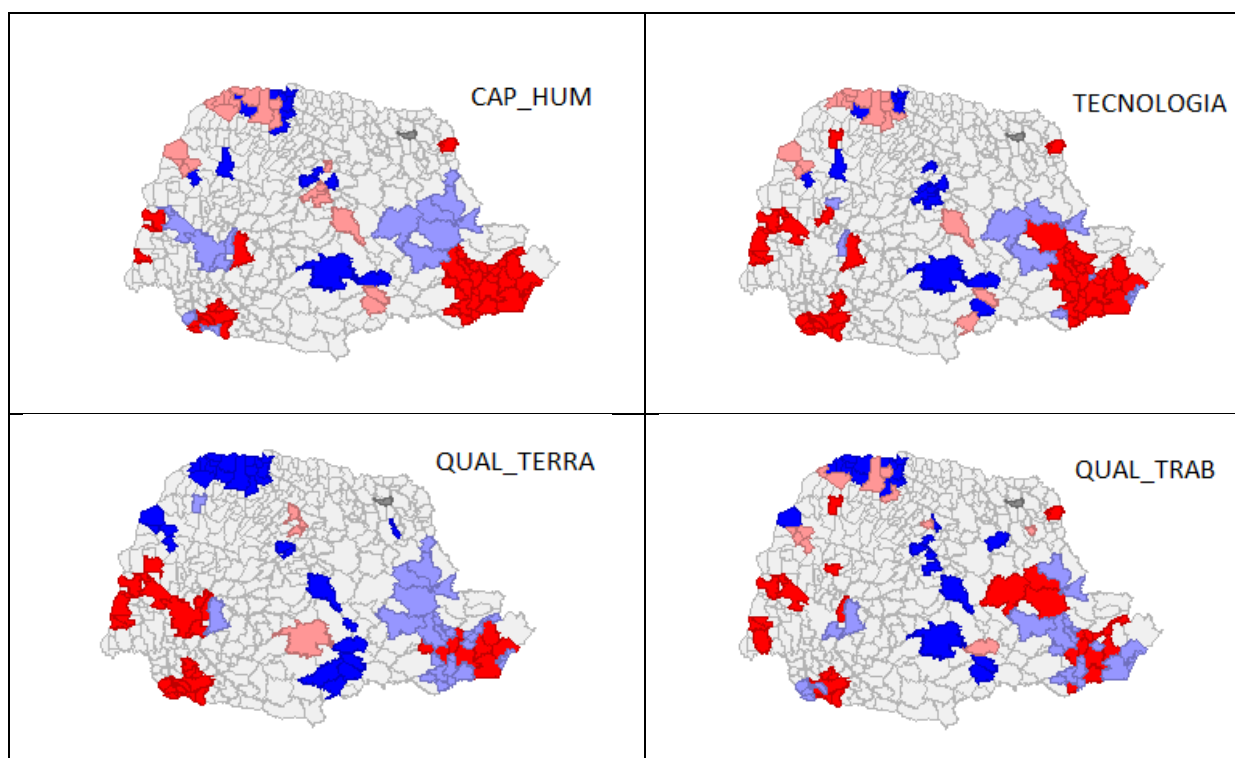
Figura 20 – I de Moran Local Univariado (Índice de produtividade agrícola da terra)

Após a análise de Autocorrelação Espacial Local Univariada, torna-se relevante a análise multivariada, em que a variável de interesse (produtividade) é contrastada com as variáveis explicativas do modelo para a identificação da existência ou não de dependência espacial destas variáveis.

4.4.2.2 I de Moran Local Multivariado

O I de Moran Local Multivariado demonstra de forma mais clara o comportamento de associação espacial de cada município. A partir de sua visualização pode-se identificar onde estão localizados os clusters ou agrupamentos entre cada variável explicativa e a variável de interesse. Sendo assim, na figura 21 estão os mapas de clusters multivariados das variáveis capital humano (CAP_HUM), tecnologia, qualidade da terra (QUAL_TERRA) e qualidade do trabalho (QUAL_TRAB) contra a variável de interesse índice de produtividade agrícola da terra (IPAT). Neste caso, a ordem de contiguidade utilizada foi a de rainha, justamente por

apresentar maior valor global do índice de Moran quando se tratou a variável dependente na forma de logaritmo natural.



Fonte: Elaboração do autor

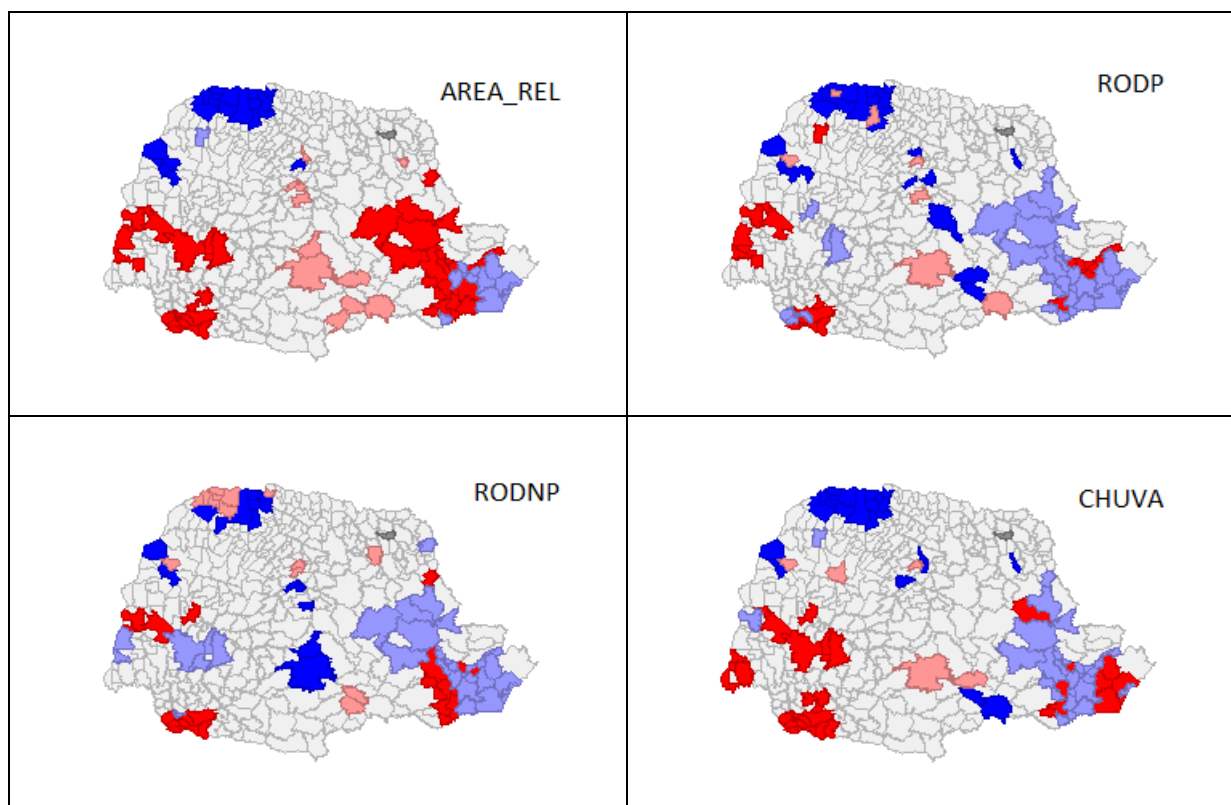
Figura 21 – I de Moran Local Multivariado (capital humano, tecnologia, qualidade da terra e qualidade do trabalho)

A variável capital humano apresentou clusters do tipo alto-alto nas regiões Metropolitana, Sudoeste e Oeste. Isto significou que os municípios com valores altos em capital humano, estavam circundados por municípios de alta produtividade. A região Oeste e a região Centro-Oriental apontaram aglomerados do tipo baixo-alto, o que representou que estas regiões tiveram municípios com baixo valor de capital humano, porém com alta produtividade. Cabe destacar, na região Noroeste, a ocorrência de *clusters* do tipo alto-baixo, enaltecendo a presença de municípios com alto nível de capital humano e baixa produtividade agrícola.

No que se refere à variável tecnologia destacou-se os *clusters* do tipo alto-alto nas regiões Metropolitana, Oeste e Sudoeste. Demonstrando a intensiva utilização deste insumo na produção agrícola nestas regiões. Despontaram ainda *clusters* do tipo alto-baixo na região Noroeste e *clusters* do tipo baixo-alto, na região Centro-Oriental.

A variável qualidade da terra apresentou aglomerações do tipo alto-alto nas regiões Metropolitana, Oeste e Sudoeste e *cluster* do tipo baixo-baixo na região Noroeste. Em contraste, esta região também apresentou um *cluster* do tipo baixo-alto na região Centro-Oriental. Já a variável qualidade do trabalho apresenta aglomerações do tipo alto-alto, nas regiões, Oeste, Sudoeste e Centro-Oriental, porém com alguns municípios com aglomerações do tipo baixo-alto, isso aconteceu devido a alguns municípios não utilizarem de maneira intensiva o insumo qualidade do trabalho nestas regiões..

Na figura 22 estão os mapas de autocorrelação espacial local multivariada das variáveis, área relativa (AREA_REL), rodovias pavimentadas (RODP), rodovias não pavimentadas (RODNP) e chuva contra a variável explicativa índice de produtividade agrícola da terra (IPAT).



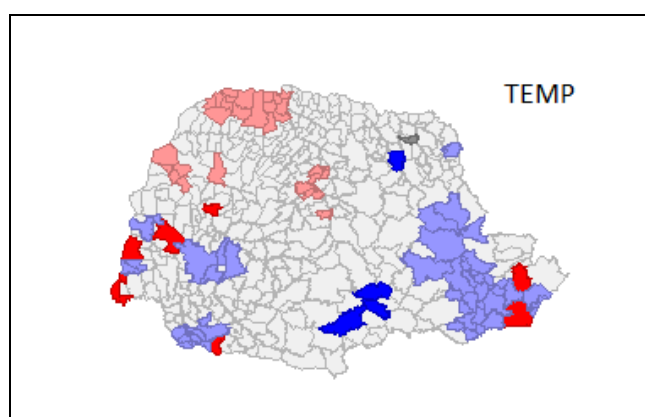
Fonte: Elaboração do autor.

Figura 22 - I de Moran Local Multivariado (área relativa, rodovias pavimentadas, rodovias não pavimentadas e chuva)

O primeiro mapa demonstra a interação espacial entre a área relativa e o índice de produtividade agrícola da terra. Nele fica evidente as aglomerações do tipo alto-alto(em vermelho), que significa que as regiões que possuem uma maior vocação, ou tendência de

cultivar grãos, possui maior valor do índice de produtividade calculado. As variáveis rodovias pavimentadas, rodovias não pavimentadas e chuva têm um padrão de associação espacial local parecido, apresentando padrões do tipo baixo-alto nas regiões Metropolitana e Centro-Oriental e aglomerações do tipo alto-alto nas regiões Oeste e Sudoeste. Isto ocorre, pois, no primeiro caso, os municípios utilizaram de maneira menos intensiva os fatores rodovias pavimentadas, rodovias não pavimentadas e chuva e no segundo caso, estes fatores foram utilizados com grande intensidade.

Por fim, na figura 23 se encontra o mapa de autocorrelação espacial local multivariado entre as variáveis temperatura e índice de produtividade agrícola da terra. A variável temperatura (TEMP) apresentou um índice global de autocorrelação espacial negativa, sendo assim seu padrão local possuiu uma tendência de conter aglomerações do tipo baixo-alto que podem ser vistas nas regiões Metropolitana, Centro-Oriental, Oeste e Sudoeste e padrões do tipo alto-baixo como se vê na região Noroeste. Isso significa que as regiões mais quentes tendem a ser menos produtivas e de modo análogo, as regiões de menor temperatura se apresentaram mais produtivas..



Fonte: Elaboração do autor

Figura 23 - I de Moran Local Multivariado (Temperatura)

Após elucidar a existência de autocorrelação espacial das variáveis estudadas, permite-se a utilização da metodologia de Econometria Espacial, afim de complementar o modelo, que explica o comportamento da variável dependente índice de produtividade agrícola da terra. Na seção seguinte explicita-se o modelo econométrica espacial estimado.

4.5 Estimação do Modelo Econométrico Espacial

Após comprovada a existência de autocorrelação espacial, criou-se a condição de aplicação do modelo econométrico espacial para explicar a distribuição da produtividade agrícola dos municípios paranaenses. O modelo em questão, inicialmente, possui uma variável dependente que é o índice de produtividade agrícola da terra, e nove variáveis explicativas. Tais variáveis são, capital humano, tecnologia, qualidade da terra, qualidade do trabalho, área relativa, rodovias pavimentadas, rodovias não-pavimentadas, temperatura e chuva.

Para identificação do melhor modelo espacial a ser estimado, conforme Florax *et.al* (2003) em primeiro lugar, estima-se o modelo pelo método dos mínimos quadrados ordinários com a finalidade de se testar a hipótese de autocorrelação espacial por meio do Método de Lagrange. O modelo espacial estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários, conforme apresentado na tabela 5. Foram estimados três regressões, sendo que a primeira foi composta por todas as variáveis explicativas apresentadas.

No segundo modelo, foram excluídas as variáveis tecnologia e rodovias pavimentadas, pois estas não apresentaram significância, as variáveis qualidade do trabalho e chuva foram mantidas mesmo não sendo significantes a 5%, pois estavam bem próximas desse valor e poderiam apresentar melhores resultados nos experimentos seguintes. Tal fato se confirmou para a variável qualidade do trabalho que passou a ser significativa na segunda regressão estimada, porém a variável chuva continuo se mostrando não significativa. Sendo assim no terceiro modelo se excluiu esta variável e ficou estabelecido um modelo com as variáveis explicativas capital humano, qualidade da terra, qualidade do trabalho, área relativa, rodovias não pavimentadas e temperatura, todas elas significativas a pelo menos 5% de significância.

Se tratando dos demais resultados, o R^2 ajustado inferior a 0,30 apresentado nas regressões, implica a fraca representatividade das variáveis para explicar o comportamento da produtividade agrícola. Este fato sugeriu que o modelo está mal especificado ou ainda existe uma inconsistência nas variáveis explicativas, sendo assim evidenciou-se a necessidade de

ajuste do modelo, que no caso se deu por meio da incorporação da defasagem espacial, com a finalidade de melhorar os resultados estimados

Tabela 5 – Estimação do Modelo por Mínimos Quadrados Ordinários

	1	2	3
CONSTANT	0,9433 (0,0000)	0,8868 (0,0000)	0,8428 (0,0000)
CAP_HUM	0,0326 (0,0306)	0,0425 (0,0000)	0,0393 (0,0000)
TECNOLOGIA	0,014 (0,4341)		
QUAL_TERRA	0,1215 (0,0000)	0,122 (0,0000)	0,1034 (0,0000)
QUAL_TRAB	0,0683 (0,0573)	0,0782 (0,0238)	0,0841 (0,0149)
AREA_REL	0,0917 (0,0000)	0,0909 (0,0000)	0,087 (0,0000)
RODP	0,0891 (0,514)		
RODNP	-0,1096 (0,0023)	-0,1011 (0,0033)	-0,1008 (0,0035)
CHUVA	-0,014 (0,066)	-0,0123 (0,0907)	
TEMP	-0,0148 (0,014)	-0,0144 (0,0164)	-0,0138 (0,0205)
R ² ajustado	0,2832	0,2850	0,2815
AIC	-214,8	-217,71	-216,79
SC	-174,91	-185,85	-188,87
LIK	117,4	116,8	115,397
Condition Number	94,37	84,35	78,73
Jarque-Bera	353,23 (0,0000)	354,12 (0,0000)	382,00 (0,0000)
Breusch-Pagan	428,69 (0,0000)	420,33 (0,0000)	439,65 (0,0000)
White	232,19 (0,0000)	218,43 (0,0000)	212,16 (0,0000)
N	399	399	399

Fonte: Elaboração do autor.

Nota: Os números entre parênteses correspondem ao *p-value*.

O primeiro teste que apresentou problemas de estimação foi o *Condition Number*, este teste detecta a multicolinearidade nas variáveis, o que causa tendenciosidade, alta variância e poucos coeficientes com significância estatística. Para valores maiores que 30, apresenta-se indício de multicolinearidade, o que ocorreu nas três regressões estimadas. O segundo teste detecta a existência ou não de normalidade nos termos de erro, que no caso rejeitou-se a 1% a hipótese nula de normalidade no termo de erro, o que confirmou que os erros não seguem uma distribuição normal.

O terceiro teste diagnostica a heterocedasticidade em que a variância do termo de erro não é constante. O teste *Breusch-Pagan* tem como hipótese nula a homocedasticidade, que no caso é rejeitada a 1%, fato que confirmou a presença de heterocedasticidade no termo de erro do modelo estimado por MQO. Estes problemas ocorridos corroboram o fato de o modelo ainda estar incompletos, sendo que a inclusão de uma variável defasada espacialmente contribuiu para a melhora dos resultados.

Tabela 6 – Teste do Multiplicador de Lagrange para a regressão (1)

Matriz de Pesos	Torre	Rainha	K-5	K-10
<i>Moran's I</i>	0,3686	0,3699	0,359	0,2673
ML (defasagem)	110,17 (0,0000)	111,35 (0,0000)	129,15 (0,0000)	127,29 (0,0000)
ML Robusto (defasagem)	2,275 (0,1314)	2,218 (0,1363)	5,22 (0,0222)	2,71 (0,0994)
ML (erro)	141,06 (0,0000)	143,61 (0,0000)	129,18 (0,0000)	142,56 (0,0000)
ML robusto (erro)	33,162 (0,0000)	34,475 (0,0000)	5,251 (0,0219)	17,983 (0,0000)

Fonte: Elaboração do autor

A autocorrelação espacial pode ser representada no modelo por duas formas, pela defasagem espacial na variável dependente ou pela defasagem espacial no termo de erro. Para a escolha de qual modelo ser utilizado, fez-se o teste do Multiplicador de Lagrange e conforme as tabelas 6,7 e 8, para as três regressões o modelo definido foi o de defasagem espacial no termo de erro. Note que o valor do *I* de *Moran* é maior para a matriz de contiguidade do tipo rainha e tanto o Multiplicador de Lagrange de defasagem como o termo de erro apresentaram significância, porém em suas versões robustas, apenas o Multiplicador de Lagrange do termo de erro apresentou significância.

Tabela 7- - Teste do Multiplicador de Lagrange para a regressão (2)

Matriz de Pesos	Torre	Rainha	K-5	K-10
<i>Moran's I</i>	0,3679	0,3693	0,3604	0,267
ML (defasagem)	110,24 (0,0000)	111,40 (0,0000)	129,26 (0,0000)	126,66 (0,0000)
ML Robusto (defasagem)	2,34 (0,126)	2,26 (0,1322)	4,99 (0,0254)	2,62 (0,1053)
ML (erro)	140,57 (0,0000)	143,16 (0,0000)	129,58 (0,0000)	142,26 (0,0000)
ML robusto (erro)	32,674 (0,0000)	34,027 (0,0000)	5,30 (0,2128)	18 (0,0000)

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 8 – Teste do Multiplicador de Lagrange para a regressão (3)

Matriz de Pesos	Torre	Rainha	K-5	K-10
<i>Moran's I</i>	0,3742	0,3755	0,367	0,273
ML (defasagem)	110,35 (0,0000)	111,48 (0,0000)	129,29 (0,0000)	124,52 (0,0000)
ML Robusto (defasagem)	1,45 (0,2281)	1,39 (0,2371)	2,79 (0,0946)	0,78 (0,3761)
ML (erro)	145,40 (0,0000)	147,98 (0,0000)	134,67 (0,0000)	149,45 (0,0000)
ML robusto (erro)	36,50 (0,0000)	37,89 (0,0000)	8,17 (0,0042)	25,70 (0,0000)

Fonte: Elaboração do autor

Sendo assim, o modelo estimado com defasagem espacial no termo de erro será com matriz de peso espacial de contiguidade do tipo rainha. Esta estimação foi feita pelo método da Máxima Verossimilhança. A tabela 9 apresenta os resultados da regressão feita com defasagem espacial no termo de erro, já que este modelo foi determinado pelo teste do Multiplicador de Lagrange.

Foram estimados dois modelos. O primeiro com as variáveis significativas apresentadas na estimação por Mínimos Quadrados Ordinários mais o termo de erro defasado espacialmente. E o segundo eliminando as variáveis não significativas da primeira regressão pelo método da Máxima Verossimilhança. Na regressão 1 as variáveis capital humano,

qualidade do trabalho, rodovias não pavimentadas e temperatura, não se mostraram significantes estatisticamente. Com isso, na segunda regressão, foram utilizadas apenas as variáveis, qualidade da terra, área relativa e o termo de erro defasado espacialmente. Estas variáveis se mostraram significativas nas duas regressões realizadas.

Tabela 9 – Modelo Estimado por Máxima Verossimilhança com defasagem espacial no termo de erro

	(1)	(2)
CONSTANT	0,9669 (0,000)	1,13 (0,000)
CAP_HUM	0,0017 (0,8654)	
QUAL_TERRA	0,0751 (0,013)	0,0841 (0,0039)
QUAL_TRAB	0,037 (0,182)	
AREA_REL	0,1300 (0,000)	0,1297 (0,000)
RODNP	-0,039 (0,169)	
TEMP	-0,0029 (0,673)	
LAMBDA	0,7635 (0,000)	0,7729 (0,000)
R ² ajustado	0,5911	0,5890
AIC	-376,39	-380,33
SC	-348,47	-368,36
LIK	159,59 (0,000)	200,83 (0,000)
Breusch-Pagan	610,12 (0,000)	573,72 (0,000)
N	399	399

Fonte: Elaboração do autor.

Constatou-se a significativa melhora da especificação do modelo, após a inclusão da variável de defasagem espacial do termo de erro. O coeficiente de determinação ajustado passou de 0,28 do modelo estimado por Mínimos Quadrados Ordinários, para 0,58 no modelo estimado por Máxima Verossimilhança. A variável qualidade da terra apresentou valor positivo e indicou que caso ela varie 10% a produtividade varia no mesmo sentido em 0,84%.

A variável área relativa apontou coeficiente de 0,1297 o que significa que caso esta variável se modifique em 10% a produtividade varia na mesma direção em 1,297%. Por fim, a variável LAMBDA, que representa o termo de erro defasado espacialmente, se mostrou com maior influência na produtividade agrícola, em que o fato desta variável variar em 10% a produtividade variará no mesmo sentido em 7,729%. Isso significa que fatores não especificados no modelo tendem a influenciar fortemente e de maneira positiva na produtividade agrícola dos municípios paranaenses. Este resultado demonstra a relevância de aspectos de localização em estudos sobre produtividade agrícola e que outros fatores não abordados podem estar influenciando no desempenho agrícola das cidades do Estado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.

Os estudos sobre a determinação da produtividade agrícola apresentam as mais diversas metodologias, tanto de cálculo de produtividade como de modelo a ser estimado. A importância deste tipo de pesquisa se dá pelo caráter tecnológico e de eficiência alocativa que representa a produtividade agrícola.

O objetivo inicial do trabalho foi estimar um modelo econométrico espacial para a produtividade agrícola da terra dos municípios do Paraná. Dentre as diversas metodologias de cálculo de índice de produtividade, foi escolhido o índice de produtividade parcial da terra, pois além de se adequar melhor à metodologia utilizada, apresentou melhores condições para seu cálculo e possibilidade de aplicação prática. Outras formas são mais completas, mas são difíceis de serem implementadas no nível de desagregação em municípios.

Foram escolhidas, após revisão de literatura, as variáveis determinantes do modelo. Em seguida obteve-se os dados que foram instrumentalizados para representar essas variáveis. Para o cálculo da produtividade agrícola, foi usado como *proxy* a produtividade de grãos, dada pela razão entre a soma de toneladas de grãos produzidos e a área plantada destas culturas.. Porém as variáveis determinantes representam os fatores utilizados em todas as culturas, sendo assim, ao se intensificar as variáveis explicativas, foi utilizado a área plantada de todas as culturas temporárias³⁴.

Além disso, em oposição ao que se apresentou no referencial teórico, nem todas as variáveis foram intensificadas por área. A variável qualidade do trabalho já se encontra intensificada por trabalhador, pois representa o rendimento médio do trabalhador rural. Ainda, como as variáveis chuva e temperatura são variáveis qualitativas, não foram divididas pela área plantada total. Esta forma apresentou os melhores resultados e mostrou-se mais adequada na aplicação do modelo.

Constatou-se a ocorrência de *clusters* de produtividade do tipo alto-alto nas regiões Centro-Oriental e Metropolitana, e nas regiões Oeste e Sudoeste. Entretanto, na região Metropolitana a característica da produção é diferente das demais, com produção pautada em pequenas áreas plantadas, mas com grande utilização de capital humano e tecnologia, bem como uso de agroquímicos, máquinas potentes e irrigação de solo. Já nas regiões Oeste e

³⁴ Foi assim pois nas culturas permanentes só é disponível os dados de área colhida.

Sudoeste, a produção é caracterizada por grandes áreas plantadas, maior qualidade da terra e do trabalho e ainda condições climáticas favoráveis e boa infraestrutura quando se trata de rodovias pavimentadas.

Ficaram evidente as diferenças geográficas de produtividade de grãos entre os municípios paranaenses, que fora corroborada pelos resultados obtidos após a análise exploratória de dados espaciais e a estimação do modelo econométrico espacial. A partir disto, confirmou-se a hipótese de autocorrelação espacial e heterogeneidade espacial, bem como a adequação e necessidade do modelo de econometria espacial aos estudos da produtividade agrícola.

Este fato ocorreu pela visível melhora de especificação do modelo quando se utilizou o termo de erro defasado espacialmente a partir do método da Máxima Verossimilhança. Além disso, o LAMBDA apresentou maior coeficiente, afirmando que os aspectos de localização são de grande relevância quando se trata de estudos da produtividade agrícola.

Outro fato que evidenciou as diferenças geográficas na produtividade de grãos entre os municípios paranaenses foi a observação dos mapas por tipo de cultura. Tais mapas revelaram a vocação de cada região ou município na produção de determinado tipo de grão. Sendo que, o índice de produtividade reflete o comportamento de todas estas culturas em um mapa só. A finalidade da produção também é diversificada.

Com isso, os formuladores de políticas que visam melhorar a produtividade de grãos no Paraná devem, não só se atentar às diferenças geográficas na produtividade conjunta dos grãos, como desenvolver programas de fomento voltados à cada tipo de cultura levando em conta a finalidade da produção em consonância com as especificidades de cada tipo de grão produzido..

Como sugestão para futuras pesquisas no que se refere à produtividade agrícola, usando-se a metodologia de econometria espacial, pode-se contribuir com estudos com dados em forma de painel, bem como optar por outras metodologias de cálculo de produtividade parcial, como a produtividade do trabalho. Também pode-se tentar calcular a produtividade total de fatores, o que se apresenta de forma mais complexa para este tipo de metodologia.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHEARN, M. et al. **Agricultural productivity in the United States**. USDA: Economic Research Service, 1998.

ALBERNAZ, A., FERREIRA F., FRANCO C. "Qualidade e equidade no ensino fundamental brasileiro." **Pesquisa e planejamento econômico** v.32 n.3 453-476, 2002

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A. MEECA. Um modelo econométrico espacial para projeção consistente de culturas agropecuárias. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Brasília, 2004, v. 42, n. 03, p. 507-527.

ALMEIDA, E. S.; PEROBELLI, F. S.; FERREIRA, P. G. C. **Existe convergência espacial da produtividade agrícola no Brasil?** Mimeo., CMEA/FEA/UFJF, Juiz de Fora, 2005.

ALMEIDA, M. A. S.; ALMEIDA, E. S.; SARTORIS, A. Criminalidade no Estado de São Paulo: uma análise espacial. In: IV Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos, 43, 2006, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: Associação Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos (ABER) 2006.

ALMEIDA, S. A. **Curso De Econometria Espacial**. Piracicaba, 2004. 130p – (Mimeo).

ALVES, Eliseu. O que significam as medidas de produtividade da agricultura? **Revista De Economia E Agronegócio**, Viçosa, v. 3, n. 8, p.349-370, 29 nov. 2010.

ALVES, E. R. A. **A produtividade agrícola**. Brasília: s.c.p., 1979. 34 p.

ANSELIN, L. **SpaceStat Tutorial: a workbook for Using SpaceStat in the analysis of spatial data**. Mimeo, University of Illinois, 1992.

ANSELIN, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa™**. Mimeo. University of Illinois. 2005. Disponível em <<https://www.csiss.org/clearinghouse/GeoDa/geodaworkbook.pdf>> . Acesso em 17/06/2013.

ANSELIN, L. **Spatial Econometrics: methods and models**. Boston: Kluwer Academic, 1988.

ASAMOTO, A. E. **Aspectos do Desenvolvimento Recente na Região da AMUSEP**: Análise a partir do Valor Agregado. Maringá, 2001. Trabalho de Conclusão de Curso, Curso de Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá. (mimeo).

ÁVILA, A. F. D.; EVENSON, R. E. **Total factor productivity growth in the Brazilian agriculture and the role of agricultural research**, Sober, XXXIII Congresso Anual, Curitiba, 1995.

BARROS, Pedro Pita. "Estilos de vida e estado de saúde: uma estimativa da função de produção de saúde." **Revista Portuguesa de Saúde Pública**, v.3, p. 7-17, 2003.

BATTISTI, R.; SENTELHAS, P. C.; PILAU, F. G. Eficiência Agrícola na Produção de soja, milho e trigo no estado do Rio Grande do Sul entre 1980 e 2008. **Ciência Rural**. Santa Maria, v.42, n. 1, p.24-30, jan., 2012.

CHRISTENSEN, L .R. Concepts and measurement of agricultural productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 57, n. 5, p. 910-15, Dec. 1975.

COSTA, M. B. B. da. **Análise da sustentabilidade da agricultura da Região Metropolitana de Curitiba pela ótica da agroecologia**. Curitiba, 2004, 281 p. Tese (Doutorado em Meio Ambiente e Desenvolvimento) – Universidade Federal do Paraná

DE ANDRADE JÚNIOR, ADERSON SOARES, *et al.* "Estratégias ótimas de irrigação para a cultura da melancia." **Pesq. agropec. bras.**, Brasília,v. 36, n.2, p. 301-305, 2001.

DIEWERT, W.E. Exact and superlative index numbers. **Journal of Econometrics**, v. 4, n. 2, p. 115-45, May 1976.

FAO (Food and Agriculture Organization). **The state of food and agriculture**. Lessons from the past 50 years. Rome, 2000.

FIGUEIREDO, A. M. R. **Resposta da produção agrícola aos preços na região Centro-Oeste: uma análise de econometria espacial para o período 1975/1995-1996**. Viçosa, 2002,184p. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade Federal de Viçosa.

FLORAX, R. J. G. M., FOLMER, H., REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: The relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**. 2003, v. 33, n. 5, p. 557-579.

FRANCO, J.; PEREIRA, M. F.. Crescimento e modernização do setor agropecuário paranaense: no período de 1970 a 2004. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v. 1, n. 2, p.187-210, mai/ago, 2008.

GASQUES, J. G. et. al. **Desempenho e Crescimento do Agronegócio no Brasil**. Brasília, IPEA, Fev. 2004b. (Texto para discussão n 1009).

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **Crescimento E Produtividade Da Agricultura Brasileira**. Brasília: IPEA, 1997. 21 p. (Texto para Discussão, 502).

GASQUES, J. G. et al. **Condicionantes Da Produtividade Da Agropecuária Brasileira**. TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1017. IPEA. Brasília, abril de 2004a. Disponível em: <www.cibera.de/fulltext/4/4683/pub/td/2004/td_1017.pdf>. Acesso em: 16 mar. 2012.

GEARY, R. C. The contiguity ratio and statistical mapping. **The Incorporated Statistician**, v. 05, n. 03, p. 115-145, 1954.

GONÇALVES, D. F. **Produtividade Total dos Fatores da Agroindústria na Região Sul do Brasil**. Maringá. 2008. 95 p. Dissertação – Mestrado em Economia. Universidade Estadual de Maringá.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. Tradução: Ernesto Yoshida. 3. ed. São Paulo: Pearson, Makron Books, 2000, p. 846.

HUBNER, O. **Trigo – Safra 2009/2010**. Documento eletrônico, dez. p, 10. 2010. Disponível em: http://www.agricultura.pr.gov.br/modules/qas/uploads/2460/trigo_relato_2009_10.pdf. Acesso em: 04/10/2013.

IAPAR. Programa Arroz. Documento Eletrônico. Disponível em: <http://www.iapar.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=307> . Acessado em: 04/10/2013.

JOHNSTON J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. Tradução: Manuela Magalhães Hill, Fátima Ferrão e Rul Menezes. 4. ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2000. 572 p.

LOPES, J. L.. **Avaliação do Processo de Convergência da Produtividade da Terra na Agricultura Brasileira no Período de 1960 a 2001**. 2004. 204 f. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, 2004.

MANKIW, N. G.. **Macroeconomia**: Tradução e revisão técnica Teresa Cristina Padilha de Souza. 6. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2008.

MELO, C. O. De. **Caracterização Do Desenvolvimento Rural Dos Municípios Paranaenses: Uma Análise Com Base Na Estatística Multivariada**. 2006. 127 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Uem, Maringá, 2006.

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. 'Investimentos em Infra-Estrutura e Produtividade Total dos Fatores na Agricultura Brasileira: 1985-2004.', **Revista Brasileira de Economia** v.63, n.2, p. 91–102. 2009.

MONASTERIO, L. M.; ÁVILA, R. P. Uma análise espacial do crescimento econômico do Rio Grande do Sul (1939-2001). **Economia**. Brasília, 2004, v. 5, n. 02, p. 249-276.

MORAN, P. A. P. The interpretation of Statistical Maps. **Journal of the Royal Statistical Society**, SeriesB, 1948, v. 10, n. 2, p. 243-251.

MORO, S. *et al.* A dimensão espacial do potencial exportador das firmas industriais brasileiras. In: DE NEGRI, J. A.; ARAÚJO, B. C. (Org.). **As Empresas Brasileiras E O Comércio Internacional**. Brasília: IPEA, 2006.

OLIVEIRA, T. B. A. et al. Produtividade: importante fator para obtenção de lucro nas empresas agrícolas. **VIII Congresso Nacional de Excelência em Gestão**. Rio de Janeiro. Jun. p. 14. 2012

OZAKI, V. Análise Espacial da Produtividade Agrícola no Estado do Paraná: implicações para o seguro agrícola. **RESR**. Piracicaba, SP, vol. 46 nº 03, p. 869-886, jul/set 2008.

PADIS, P. C. **Formação de uma economia periférica: o caso do Paraná.** São Paulo, Hucitec, 1981.

PEREIRA, M. F.. **Evolução da Fronteira Tecnológica Múltipla e da Produtividade Total dos Fatores do Setor Agropecuário Brasileiro de 1970 a 1996.** 1999. 156 f. Tese (Doutor em Engenharia - Especialidade em Engenharia da Produção) - UFSC, Florianópolis, 1999.

PEROBELLI, F. S, et al. Análise espacial da produtividade do setor agrícola brasileiro: 1991-2003. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 43, 2005, Ribeirão Preto. **Anais...** Ribeirão Preto: Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural (SOBER) 2005.

PEROBELLI, F. S. et al. Produtividade no Setor Agrícola Brasileiro(1991-2003): uma análise espacial. **Nova Economia**, Belo Horizonte, n. 17, p.65-91, Jan-abr.2007.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. .. **Microeconomia.** 6. ed.; tradução Eleutério Prado, Thelma Guimarães. São Paulo: Pearson Prentic Hall, P.641, 2006

PINHEIRO, M. A.. **Distribuição Espacial Da Agropecuária Do Estado Do Paraná: um estudo da função de produção.** 2007. 126 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Curso de Teoria Econômica, Uem, Maringá, 2007.

ROSEGRANT, M. W.; EVENSON, R. E. Agricultural productivity and sources of growth in South Asia. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 74, n. 3, Aug. 1992.

SANTOS, V. C. Dos. **Indicadores Parciais De Produtividade E De Eficiência Técnica Para A Associação Dos Municípios Do Setentrião Paranaense (AMUSEP).** 2004. 95 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Teoria Econômica, Uem, Maringá, 2004.

SEAB, DERAL. **Feijão – Análise da Conjuntura Agropecuária.** Documento eletrônico, out. 2012a, p.18. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/feijao_2012_13.pdf>. Acesso em: 04/10/2013.

SEAB, DERAL. **Milho – Análise da Conjuntura Agropecuária.** Documento eletrônico, out. 2012b, p.15. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/milho_12_13.pdf>. Acesso em: 04/10/2013.

SEAB, DERAL. **SOJA – Análise da Conjuntura Agropecuária.** Documento eletrônico, out. 2012c, p.17. Disponível em: <http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/soja_2012_13.pdf>. Acesso em: 04/10/2013.

SILVA, C.A.G. Condicionantes da Produtividade Total dos Fatores no Crescimento da Agropecuária Brasileira. **Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Porto Alegre, jul. 2009. 21p.

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

STEGE, A. L. **Desenvolvimento Rural Nas Microrregiões Do Brasil**: Um estudo multidimensional. 2011. 139 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Mestrado em Teoria Econômica, UEM, Maringá, 2011.

VICENTE, J.R.; ANEFALOS, L.C.; CASER, D.V. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-95. **Agricultura em São Paulo**, v. 48, n. 2, p. 33-55, 2001a.

VICENTE, J. R.; ANEFALOS, L. C.; CASER, D. V.. **Influência De Capital Humano, Insumos Modernos E Recursos Naturais Na Produtividade Agrícola**. Este estudo é parte de projeto mais amplo, financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São. Disponível em: <<ftp://ftp.sp.gov.br/ftpiea/vicente.pdf>>. Acesso em: 16 mar. 2012.

VICENTE, J. R.; Tecnologia, Eficiência e Produtividade Total de Fatores na Agricultura Brasileira, 1970-1995. Recife. **V Encontro de Economistas da Língua Portuguesa**, 5 - 7 de novembro de 2003.

ZHANG, X.; FAN, S. How productive is infrastructure? A new approach and evidence from rural India. **American Journal of Agricultural Economics**, 86(2):492–501. 2004

WEN, G. J. Total factor productivity in China's farming sector: 1952-1989. **Economic Development and Cultural Change**, v. 42, n. 1, Oct. 1993..

7 APÊNDICE A

Lista dos municípios paranaenses classificados por ordem de produção agrícola (grãos) no ano de 2010.

Município	Produção (toneladas)	Área (ha)
Castro - PR	670,090.00	148,500.00
Tibagi - PR	587,858.00	151,070.00
Assis Chateaubriand - PR	583,700.00	139,300.00
Toledo - PR	550,328.00	138,602.00
Cascavel - PR	470,230.00	125,970.00
Guarapuava - PR	461,828.00	104,180.00
Terra Roxa - PR	418,975.00	97,765.00
São Miguel do Guaçu - PR	414,309.00	94,625.00
Ubiratã - PR	394,188.00	90,690.00
Ponta Grossa - PR	366,100.00	89,700.00
Palotina - PR	359,673.00	87,275.00
Mamborê - PR	311,497.00	90,272.00
Londrina - PR	295,398.00	82,620.00
Candói - PR	290,949.00	69,820.00
Corbélia - PR	284,678.00	74,985.00
Sertaneja - PR	283,173.00	68,201.00
Guaíra - PR	265,166.00	64,210.00
Reserva - PR	263,548.00	75,025.00
Santa Helena - PR	243,372.00	55,125.00
Palmeira - PR	241,792.00	68,550.00
Campo Mourão - PR	237,375.00	71,656.00
Arapoti - PR	234,625.00	49,600.00
Campina da Lagoa - PR	228,814.00	53,353.00
Pitanga - PR	226,345.00	63,130.00
Cambé - PR	225,342.00	64,600.00
Juranda - PR	221,529.00	50,070.00
Pinhão - PR	215,635.00	51,820.00
Nova Aurora - PR	215,475.00	52,660.00
Lapa - PR	213,644.00	60,575.00
Luiziana - PR	210,169.00	62,900.00
São Jorge do Ivaí - PR	208,512.00	51,193.00
Piraí do Sul - PR	204,817.00	45,530.00
Cornélio Procópio - PR	202,036.00	55,758.00
Carambeí - PR	200,520.00	42,100.00
Marechal Cândido Rondon - PR	199,585.00	50,850.00
Tupãssi - PR	197,510.00	45,100.00
Goioerê - PR	195,900.00	46,745.00
Cafelândia - PR	193,559.00	50,440.00

Santa Tereza do Oeste - PR	185,842.00	42,475.00
Santa Mariana - PR	184,725.00	50,363.00
Pato Branco - PR	183,282.00	45,870.00
Coronel Vivida - PR	181,446.00	47,853.00
Marialva - PR	180,171.00	48,670.00
Engenheiro Beltrão - PR	177,808.00	44,167.00
Maripá - PR	176,128.00	42,200.00
Tamarana - PR	173,983.00	47,633.00
Mangueirinha - PR	173,360.00	50,730.00
Prudentópolis - PR	171,267.00	79,690.00
Céu Azul - PR	169,717.00	45,405.00
Maringá - PR	168,188.00	44,900.00
Assaí - PR	167,972.00	49,474.00
Primeiro de Maio - PR	167,945.00	44,256.00
Sertanópolis - PR	166,147.00	49,784.00
Quarto Centenário - PR	166,000.00	42,313.00
Renascença - PR	157,012.00	41,160.00
Chopinzinho - PR	156,989.00	39,820.00
Boa Esperança - PR	156,921.00	44,250.00
Catanduvas - PR	156,402.00	33,360.00
Irati - PR	155,867.00	51,400.00
Teixeira Soares - PR	154,727.00	42,890.00
Alvorada do Sul - PR	152,416.00	41,138.00
Ortigueira - PR	150,695.00	39,850.00
Leópolis - PR	147,766.00	38,717.00
Clevelândia - PR	147,183.00	41,505.00
Campo Bonito - PR	144,486.00	34,150.00
São Mateus do Sul - PR	141,136.00	42,410.00
Santa Terezinha de Itaipu - PR	138,593.00	32,080.00
Brasilândia do Sul - PR	136,818.00	38,476.00
Marilândia do Sul - PR	136,566.00	38,590.00
Araucária - PR	134,671.00	21,935.00
Ventania - PR	134,394.00	36,610.00
Rolândia - PR	134,275.00	43,160.00
Quinta do Sol - PR	133,919.00	32,110.00
Ipiranga - PR	132,000.00	32,850.00
Missal - PR	131,270.00	30,410.00
Francisco Beltrão - PR	130,700.00	27,950.00
Manoel Ribas - PR	129,428.00	40,010.00
Janiópolis - PR	129,215.00	36,910.00
Bela Vista do Paraíso - PR	125,841.00	31,450.00
São João do Ivaí - PR	125,080.00	37,460.00
Vitorino - PR	123,033.00	34,002.00
Verê - PR	122,634.00	29,315.00
Rancho Alegre D'Oeste - PR	121,742.00	29,250.00

Imbituva - PR	121,388.00	34,415.00
Rebouças - PR	120,119.00	32,270.00
Alto Piquiri - PR	119,287.00	33,111.00
Roncador - PR	118,175.00	35,450.00
São João - PR	116,587.00	32,563.00
Ibiporã - PR	116,346.00	33,850.00
Dois Vizinhos - PR	115,634.00	28,955.00
Francisco Alves - PR	111,003.00	27,071.00
Jaguariaíva - PR	110,778.00	23,215.00
Itambé - PR	110,412.00	28,405.00
Capanema - PR	109,826.00	29,120.00
Apucarana - PR	109,786.00	32,594.00
Ivaí - PR	108,856.00	27,740.00
Campo Largo - PR	108,618.00	18,825.00
Realeza - PR	108,494.00	29,605.00
Rio Bonito do Iguaçu - PR	107,646.00	28,435.00
Peabiru - PR	106,433.00	32,350.00
Astorga - PR	106,425.00	35,328.00
Vera Cruz do Oeste - PR	105,762.00	31,120.00
Nova Santa Rosa - PR	104,213.00	25,250.00
Farol - PR	102,755.00	28,630.00
Formosa do Oeste - PR	102,638.00	25,045.00
Nova Prata do Iguaçu - PR	102,610.00	28,795.00
Floresta - PR	102,187.00	24,660.00
Quedas do Iguaçu - PR	101,899.00	28,449.00
Sengés - PR	101,325.00	23,650.00
Braganey - PR	101,011.00	28,750.00
Ourizona - PR	100,871.00	23,590.00
Bom Sucesso do Sul - PR	100,245.00	25,070.00
Itapejara d'Oeste - PR	99,951.00	28,305.00
Honório Serpa - PR	99,510.00	30,820.00
Medianeira - PR	98,850.00	23,300.00
Arapongas - PR	96,631.00	30,970.00
Reserva do Iguaçu - PR	96,445.00	23,395.00
Guaraniaçu - PR	95,412.00	25,284.00
Araruna - PR	94,436.00	30,385.00
Bandeirantes - PR	93,542.00	27,120.00
Cândido de Abreu - PR	92,266.00	29,850.00
Marmeleiro - PR	91,410.00	21,305.00
Quatro Pontes - PR	91,027.00	18,115.00
Jesuítas - PR	90,740.00	23,295.00
Palmas - PR	90,646.00	25,515.00
Goioxim - PR	89,620.00	26,100.00
Querência do Norte - PR	87,181.00	16,482.00
Nova Cantu - PR	86,378.00	24,420.00

Serranópolis do Iguaçu - PR	85,806.00	21,812.00
Ivaiporã - PR	85,428.00	26,370.00
Três Barras do Paraná - PR	85,357.00	22,620.00
Pranchita - PR	84,221.00	25,860.00
Santo Antônio do Sudoeste - PR	82,740.00	21,910.00
Jussara - PR	82,616.00	22,903.00
Flor da Serra do Sul - PR	81,990.00	14,915.00
Santa Izabel do Oeste - PR	81,122.00	24,305.00
Boa Ventura de São Roque - PR	80,019.00	23,030.00
Mariópolis - PR	79,669.00	21,300.00
Nova Fátima - PR	79,229.00	21,921.00
Terra Boa - PR	78,811.00	24,780.00
Andirá - PR	78,782.00	22,692.00
Iporã - PR	78,495.00	24,380.00
Matelândia - PR	78,295.00	20,530.00
Laranjeiras do Sul - PR	78,167.00	21,978.00
São Pedro do Iguaçu - PR	77,605.00	22,350.00
Mariluz - PR	76,990.00	22,285.00
Congonhinhas - PR	76,863.00	24,760.00
Cantagalo - PR	76,555.00	24,110.00
Quitandinha - PR	76,206.00	18,505.00
Santo Antônio da Platina - PR	76,098.00	21,980.00
Faxinal - PR	75,922.00	22,690.00
Doutor Camargo - PR	75,762.00	18,223.00
Paiçandu - PR	75,391.00	18,675.00
Coronel Domingos Soares - PR	74,586.00	18,470.00
Foz do Iguaçu - PR	74,541.00	17,965.00
São José da Boa Vista - PR	74,487.00	20,650.00
Itaipulândia - PR	73,466.00	18,520.00
Fernandes Pinheiro - PR	73,298.00	21,550.00
Rancho Alegre - PR	72,950.00	21,601.00
Contenda - PR	72,928.00	12,660.00
São Sebastião da Amoreira - PR	72,614.00	22,373.00
Uraí - PR	72,025.00	20,983.00
Ampére - PR	70,990.00	16,175.00
Borrazópolis - PR	70,683.00	25,210.00
Planalto - PR	70,610.00	21,815.00
Rio Negro - PR	70,125.00	14,185.00
Capitão Leônidas Marques - PR	70,099.00	20,210.00
Mallet - PR	69,618.00	21,130.00
Wenceslau Braz - PR	69,593.00	18,620.00
Salto do Lontra - PR	69,590.00	18,055.00
Fênix - PR	68,081.00	17,973.00
Moreira Sales - PR	66,611.00	19,370.00
Cruz Machado - PR	66,540.00	25,872.00

Cianorte - PR	66,446.00	19,170.00
Ouro Verde do Oeste - PR	66,295.00	18,980.00
Floraí - PR	65,408.00	18,080.00
Itambaracá - PR	65,144.00	18,101.00
Cambará - PR	64,933.00	20,635.00
Ivatuba - PR	64,322.00	15,860.00
Iguaraçu - PR	63,874.00	16,362.00
Ariranha do Ivaí - PR	63,828.00	19,983.00
Nova Laranjeiras - PR	61,733.00	14,565.00
Rio Azul - PR	61,262.00	19,110.00
Bom Jesus do Sul - PR	59,585.00	9,970.00
Pérola d'Oeste - PR	58,715.00	17,520.00
Ibema - PR	58,001.00	9,510.00
Mercedes - PR	56,874.00	14,955.00
Tuneiras do Oeste - PR	56,519.00	16,342.00
Barbosa Ferraz - PR	55,942.00	17,600.00
Jardim Alegre - PR	54,857.00	17,560.00
Santa Maria do Oeste - PR	54,674.00	17,080.00
Arapuã - PR	54,291.00	16,465.00
São Jorge d'Oeste - PR	53,955.00	15,755.00
Mandaguaçu - PR	53,850.00	14,350.00
Ribeirão do Pinhal - PR	52,924.00	17,885.00
Salgado Filho - PR	52,590.00	9,865.00
Balsa Nova - PR	51,712.00	13,378.00
Japurá - PR	51,139.00	13,865.00
Cruzmaltina - PR	50,588.00	16,210.00
Pitangueiras - PR	49,174.00	14,795.00
Pato Bragado - PR	48,986.00	10,820.00
Foz do Jordão - PR	48,287.00	13,455.00
Prado Ferreira - PR	48,074.00	13,122.00
Santa Lúcia - PR	48,060.00	10,770.00
Cerro Azul - PR	47,805.00	12,100.00
Porto Barreiro - PR	47,643.00	14,325.00
Kaloré - PR	47,466.00	17,180.00
Paula Freitas - PR	47,398.00	14,921.00
Turvo - PR	47,285.00	14,690.00
Santa Cruz de Monte Castelo - PR	47,238.00	9,309.00
Guamiranga - PR	47,198.00	15,015.00
Iracema do Oeste - PR	47,076.00	13,102.00
Ramilândia - PR	46,621.00	11,755.00
Sabáudia - PR	46,509.00	14,797.00
Santana do Itararé - PR	46,505.00	12,610.00
Espigão Alto do Iguazu - PR	46,048.00	12,524.00
Entre Rios do Oeste - PR	45,985.00	11,057.00
Paulo Frontin - PR	45,466.00	16,090.00

Abatiá - PR	44,388.00	13,803.00
Santo Antônio do Paraíso - PR	43,546.00	14,549.00
Jataizinho - PR	43,523.00	13,471.00
Ângulo - PR	43,514.00	10,777.00
Ibaiti - PR	42,979.00	14,350.00
Sarandi - PR	42,500.00	13,300.00
São Pedro do Ivaí - PR	41,853.00	13,215.00
Virmond - PR	41,613.00	11,065.00
Campo do Tenente - PR	41,392.00	10,675.00
Diamante D'Oeste - PR	41,364.00	10,145.00
Antônio Olinto - PR	41,070.00	16,640.00
Barra do Jacaré - PR	40,960.00	10,650.00
Anahy - PR	40,302.00	10,684.00
Salto do Itararé - PR	40,130.00	9,800.00
Jundiá do Sul - PR	39,963.00	11,310.00
Tomazina - PR	39,570.00	12,700.00
Guapirama - PR	39,433.00	10,460.00
Agudos do Sul - PR	38,971.00	6,060.00
Campina do Simão - PR	38,705.00	12,005.00
Centenário do Sul - PR	38,201.00	10,697.00
São João do Triunfo - PR	37,772.00	11,230.00
Barracão - PR	37,620.00	7,320.00
Sapopema - PR	37,164.00	10,430.00
Curiúva - PR	36,331.00	10,950.00
Iretama - PR	36,329.00	10,114.00
Mato Rico - PR	34,780.00	10,900.00
Ribeirão Claro - PR	34,377.00	7,650.00
Tijucas do Sul - PR	34,367.00	7,190.00
Santa Isabel do Ivaí - PR	33,802.00	5,925.00
Florestópolis - PR	33,311.00	9,744.00
Santa Fé - PR	33,144.00	8,497.00
Santa Cecília do Pavão - PR	32,487.00	10,340.00
Jaguapitã - PR	32,442.00	9,268.00
Cambira - PR	32,322.00	9,470.00
Lidianópolis - PR	32,268.00	9,850.00
Cruzeiro do Guaiçu - PR	32,248.00	7,235.00
Perobal - PR	31,799.00	10,048.00
Siqueira Campos - PR	31,640.00	7,750.00
Rio Branco do Sul - PR	31,282.00	7,630.00
Rio Bom - PR	30,962.00	9,360.00
Lunardelli - PR	30,492.00	9,150.00
Jacarezinho - PR	30,262.00	8,450.00
São José dos Pinhais - PR	29,911.00	5,382.00
Lindoeste - PR	29,318.00	8,960.00
Mauá da Serra - PR	29,010.00	7,920.00

Califórnia - PR	28,987.00	7,820.00
Lobato - PR	28,550.00	6,578.00
Campo Magro - PR	28,179.00	5,935.00
Palmital - PR	28,144.00	8,520.00
Nova Tebas - PR	28,015.00	8,430.00
Iguatu - PR	27,872.00	8,555.00
Nova Esperança do Sudoeste - PR	27,838.00	5,920.00
Rio Branco do Ivaí - PR	27,585.00	9,295.00
Mandirituba - PR	27,338.00	5,515.00
Santa Amélia - PR	27,229.00	8,700.00
Nova América da Colina - PR	26,707.00	8,123.00
Bituruna - PR	26,670.00	7,940.00
Piên - PR	26,529.00	5,565.00
Atalaia - PR	26,300.00	7,443.00
Porto Amazonas - PR	26,241.00	8,270.00
Nova Santa Bárbara - PR	25,778.00	8,168.00
Munhoz de Melo - PR	25,314.00	7,606.00
Bocaiúva do Sul - PR	25,289.00	6,121.00
Boa Esperança do Iguaçu - PR	24,935.00	6,410.00
Pinhalão - PR	24,429.00	8,800.00
Marquinho - PR	24,298.00	7,255.00
Doutor Ulysses - PR	24,176.00	6,235.00
São Jerônimo da Serra - PR	24,073.00	6,970.00
Enéas Marques - PR	23,110.00	4,715.00
Conselheiro Mairinck - PR	22,785.00	6,760.00
Carlópolis - PR	22,486.00	6,865.00
Sulina - PR	21,821.00	5,955.00
Godoy Moreira - PR	21,710.00	7,210.00
Bela Vista da Caroba - PR	21,512.00	7,750.00
Mandaguari - PR	21,020.00	6,911.00
Santa Mônica - PR	19,387.00	3,674.00
São José das Palmeiras - PR	19,188.00	4,580.00
Lupionópolis - PR	18,568.00	5,080.00
Boa Vista da Aparecida - PR	18,563.00	5,200.00
Saudade do Iguaçu - PR	17,960.00	4,970.00
Pinhal de São Bento - PR	17,532.00	3,435.00
Manfrinópolis - PR	17,431.00	3,430.00
Cafezal do Sul - PR	17,315.00	5,668.00
Jandaia do Sul - PR	17,274.00	5,852.00
São Carlos do Ivaí - PR	17,226.00	4,588.00
São Manoel do Paraná - PR	16,926.00	3,771.00
União da Vitória - PR	16,724.00	5,280.00
Japira - PR	16,601.00	5,550.00
Imbaú - PR	15,589.00	3,960.00
Paraíso do Norte - PR	15,465.00	3,938.00

Altônia - PR	15,365.00	4,420.00
Diamante do Sul - PR	15,216.00	4,229.00
Joaquim Távora - PR	14,722.00	3,478.00
Adrianópolis - PR	14,715.00	4,620.00
Quatiguá - PR	14,685.00	3,180.00
Novo Itacolomi - PR	13,873.00	4,235.00
Porto Vitória - PR	13,731.00	3,370.00
Cruzeiro do Oeste - PR	13,625.00	4,410.00
Marumbi - PR	13,525.00	4,890.00
Cruzeiro do Sul - PR	12,670.00	3,424.00
General Carneiro - PR	12,433.00	3,820.00
Corumbataí do Sul - PR	12,275.00	4,040.00
Itaperuçu - PR	12,228.00	3,165.00
Bom Sucesso - PR	11,935.00	4,060.00
Inácio Martins - PR	11,914.00	5,550.00
Grandes Rios - PR	11,455.00	3,955.00
Nova Esperança - PR	11,424.00	3,802.00
Fazenda Rio Grande - PR	10,791.00	2,540.00
Jaboti - PR	10,585.00	3,680.00
Laranjal - PR	10,342.00	3,605.00
Jardim Olinda - PR	10,212.00	2,569.00
São Tomé - PR	9,921.00	2,635.00
Flórida - PR	9,907.00	2,530.00
Almirante Tamandaré - PR	9,341.00	2,565.00
Campina Grande do Sul - PR	9,188.00	2,120.00
Figueira - PR	8,264.00	2,940.00
Amaporã - PR	8,252.00	2,171.00
Altamira do Paraná - PR	8,117.00	1,955.00
Guaraci - PR	7,485.00	2,234.00
Tunas do Paraná - PR	7,386.00	1,920.00
Umuarama - PR	7,112.00	3,061.00
Porecatu - PR	6,595.00	1,963.00
Nossa Senhora das Graças - PR	5,955.00	1,660.00
Planaltina do Paraná - PR	5,861.00	1,280.00
Cafeara - PR	5,526.00	1,814.00
Paranacity - PR	5,367.00	1,680.00
Douradina - PR	5,085.00	1,342.00
Mirador - PR	4,995.00	1,462.00
Paranapoema - PR	4,941.00	1,677.00
Presidente Castelo Branco - PR	4,371.00	1,433.00
Colombo - PR	3,989.00	800.00
Santo Inácio - PR	3,814.00	1,022.00
Guaraqueçaba - PR	3,596.00	669.00
Colorado - PR	3,582.00	936.00
Ivaté - PR	3,565.00	755.00

Indianópolis - PR	3,543.00	1,093.00
Rosário do Ivaí - PR	3,500.00	1,020.00
Piraquara - PR	3,362.00	780.00
Alto Paraná - PR	3,074.00	1,146.00
Icaraíma - PR	2,978.00	920.00
Cidade Gaúcha - PR	2,960.00	795.00
Uniflor - PR	2,953.00	1,053.00
São Jorge do Patrocínio - PR	2,940.00	1,040.00
Terra Rica - PR	2,900.00	850.00
Pérola - PR	2,851.00	945.00
Guaratuba - PR	2,835.00	570.00
Tapejara - PR	2,135.00	750.00
Quatro Barras - PR	2,119.00	510.00
Santa Inês - PR	2,050.00	629.00
Esperança Nova - PR	1,975.00	725.00
Telêmaco Borba - PR	1,936.00	530.00
Tamboara - PR	1,855.00	640.00
Itaguajé - PR	1,478.00	445.00
Miraselva - PR	1,451.00	440.00
Rondon - PR	1,357.00	465.00
Alto Paraíso - PR	1,272.00	326.00
Paranavaí - PR	1,269.00	420.00
Tapira - PR	1,046.00	234.00
Paranaguá - PR	1,009.00	228.00
Morretes - PR	968.00	259.00
Guaporema - PR	960.00	319.00
Marilena - PR	842.00	337.00
Nova Olímpia - PR	826.00	251.00
Maria Helena - PR	718.00	235.00
Guairaçá - PR	681.00	350.00
Xambê - PR	600.00	250.00
Loanda - PR	534.00	275.00
Itaúna do Sul - PR	529.00	250.00
Antonina - PR	492.00	146.00
Nova Aliança do Ivaí - PR	434.00	140.00
Curitiba - PR	425.00	92.00
Pontal do Paraná - PR	420.00	84.00
Santo Antônio do Caiuá - PR	285.00	214.00
Diamante do Norte - PR	272.00	150.00
Matinhos - PR	265.00	53.00
São Pedro do Paraná - PR	255.00	145.00
Porto Rico - PR	246.00	135.00
São João do Caiuá - PR	229.00	100.00
Pinhais - PR	187.00	41.00
Nova Londrina - PR	159.00	75.00

Inajá - PR	9.00	15.00
------------	------	-------

8 APÊNDICE B

Lista de Produtividade agrícola paranaense.

Município	Produtividade (ton/ha)
Agudos do Sul - PR	6.431
Araucária - PR	6.140
Ibema - PR	6.099
Bom Jesus do Sul - PR	5.976
Campo Largo - PR	5.770
Contenda - PR	5.761
Santa Isabel do Ivaí - PR	5.705
São José dos Pinhais - PR	5.558
Flor da Serra do Sul - PR	5.497
Guaraqueçaba - PR	5.375
Salgado Filho - PR	5.331
Querência do Norte - PR	5.289
Santa Mônica - PR	5.277
Barracão - PR	5.139
Pinhal de São Bento - PR	5.104
Manfrinópolis - PR	5.082
Santa Cruz de Monte Castelo - PR	5.074
Quatro Pontes - PR	5.025
Matinhos - PR	5.000
Pontal do Paraná - PR	5.000
Colombo - PR	4.986
Guaratuba - PR	4.974
Mandirituba - PR	4.957
Rio Negro - PR	4.944
Enéas Marques - PR	4.901
Tijucas do Sul - PR	4.780
Jaguariaíva - PR	4.772
Piên - PR	4.767
Carambeí - PR	4.763
Campo Magro - PR	4.748
Arapoti - PR	4.730
Ivaté - PR	4.722
Nova Esperança do Sudoeste - PR	4.702
Catanduvas - PR	4.688
Francisco Beltrão - PR	4.676
Curitiba - PR	4.620
Quatiguá - PR	4.618
Planaltina do Paraná - PR	4.579

Pinhais - PR	4.561
Pato Bragado - PR	4.527
Castro - PR	4.512
Piraí do Sul - PR	4.499
Ribeirão Claro - PR	4.494
São Manoel do Paraná - PR	4.488
Tapira - PR	4.470
Santa Lúcia - PR	4.462
Cruzeiro do Iguaçu - PR	4.457
Guarapuava - PR	4.433
Paranaguá - PR	4.425
Juranda - PR	4.424
Santa Helena - PR	4.415
Ampére - PR	4.389
Tupãssi - PR	4.379
São Miguel do Iguaçu - PR	4.378
Santa Tereza do Oeste - PR	4.375
Ubiratã - PR	4.347
Lobato - PR	4.340
Campina Grande do Sul - PR	4.334
Santa Terezinha de Itaipu - PR	4.320
Missal - PR	4.317
Piraquara - PR	4.310
Marmeleiro - PR	4.291
Campina da Lagoa - PR	4.289
Terra Roxa - PR	4.286
Sengés - PR	4.284
Ourizona - PR	4.276
Fazenda Rio Grande - PR	4.248
Medianeira - PR	4.242
Nova Laranjeiras - PR	4.238
Joaquim Távora - PR	4.233
Campo Bonito - PR	4.231
Goioerê - PR	4.191
Assis Chateaubriand - PR	4.190
São José das Palmeiras - PR	4.190
Verê - PR	4.183
Maripá - PR	4.174
Quinta do Sol - PR	4.171
Candói - PR	4.167
Rancho Alegre D'Oeste - PR	4.162
Pinhão - PR	4.161
Entre Rios do Oeste - PR	4.159
Doutor Camargo - PR	4.157
Quatro Barras - PR	4.155
Sertaneja - PR	4.152

Altamira do Paraná - PR	4.152
Foz do Iguaçu - PR	4.149
Floresta - PR	4.144
Bocaiúva do Sul - PR	4.132
Guaíra - PR	4.130
Nova Santa Rosa - PR	4.127
Reserva do Iguaçu - PR	4.122
Palotina - PR	4.121
Quitandinha - PR	4.118
Francisco Alves - PR	4.100
Rio Branco do Sul - PR	4.100
Formosa do Oeste - PR	4.098
Salto do Itararé - PR	4.095
Nova Aurora - PR	4.092
Siqueira Campos - PR	4.083
Ponta Grossa - PR	4.081
Diamante D'Oeste - PR	4.077
Porto Vitória - PR	4.074
São Jorge do Ivaí - PR	4.073
Ivatuba - PR	4.056
Coronel Domingos Soares - PR	4.038
Ângulo - PR	4.038
Paiçandu - PR	4.037
Engenheiro Beltrão - PR	4.026
Ipiranga - PR	4.018
Bela Vista do Paraíso - PR	4.001
Bom Sucesso do Sul - PR	3.999
Pato Branco - PR	3.996
Dois Vizinhos - PR	3.994
Jardim Olinda - PR	3.975
Toledo - PR	3.971
Itaipulândia - PR	3.967
Ramilândia - PR	3.966
Cerro Azul - PR	3.951
Chopinzinho - PR	3.942
Imbaú - PR	3.937
Serranópolis do Iguaçu - PR	3.934
Paraíso do Norte - PR	3.927
Marechal Cândido Rondon - PR	3.925
Ivaí - PR	3.924
Quarto Centenário - PR	3.923
Flórida - PR	3.916
Iguaraçu - PR	3.904
Alto Paraíso - PR	3.902
Santa Fé - PR	3.901

Jesuítas - PR	3.895
Tibagi - PR	3.891
Boa Esperança do Iguaçu - PR	3.890
Itambé - PR	3.887
Campo do Tenente - PR	3.877
Doutor Ulysses - PR	3.877
Balsa Nova - PR	3.865
Itaperuçu - PR	3.864
Salto do Lontra - PR	3.854
Tunas do Paraná - PR	3.847
Barra do Jacaré - PR	3.846
Cafelândia - PR	3.837
Colorado - PR	3.827
Leópolis - PR	3.817
Renascença - PR	3.815
Matelândia - PR	3.814
Mercedes - PR	3.803
Amaporã - PR	3.801
Corbélia - PR	3.796
Primeiro de Maio - PR	3.795
Coronel Vivida - PR	3.792
Douradina - PR	3.789
Fênix - PR	3.788
Rio Bonito do Iguaçu - PR	3.786
Ortigueira - PR	3.782
Santo Antônio do Sudoeste - PR	3.776
Guaraniaçu - PR	3.774
Três Barras do Paraná - PR	3.774
Anahy - PR	3.772
Capanema - PR	3.771
Guapirama - PR	3.770
São Tomé - PR	3.765
Virmond - PR	3.761
São Carlos do Ivaí - PR	3.755
Mandaguaçu - PR	3.753
Maringá - PR	3.746
Mariópolis - PR	3.740
Céu Azul - PR	3.738
Wenceslau Braz - PR	3.738
Morretes - PR	3.737
Cascavel - PR	3.733
Santo Inácio - PR	3.732
Cidade Gaúcha - PR	3.723
Rebouças - PR	3.722
Califórnia - PR	3.707

Alvorada do Sul - PR	3.705
Marialva - PR	3.702
Cruzeiro do Sul - PR	3.700
Japurá - PR	3.688
Santana do Itararé - PR	3.688
Espigão Alto do Iguaçu - PR	3.677
Ventania - PR	3.671
Santa Mariana - PR	3.668
Realeza - PR	3.665
Sulina - PR	3.664
Prado Ferreira - PR	3.664
Mauá da Serra - PR	3.663
Lupionópolis - PR	3.655
Telêmaco Borba - PR	3.653
Tamarana - PR	3.653
Almirante Tamandaré - PR	3.642
Cornélio Procópio - PR	3.623
Vitorino - PR	3.618
Floraí - PR	3.618
Nova Fátima - PR	3.614
Saudade do Iguaçu - PR	3.614
Teixeira Soares - PR	3.608
Jussara - PR	3.607
São José da Boa Vista - PR	3.607
Alto Piquiri - PR	3.603
Itambaracá - PR	3.599
Diamante do Sul - PR	3.598
Iracema do Oeste - PR	3.593
Iretama - PR	3.592
Farol - PR	3.589
Foz do Jordão - PR	3.589
Nossa Senhora das Graças - PR	3.587
Pitanga - PR	3.585
Quedas do Iguaçu - PR	3.582
Jacarezinho - PR	3.581
São João - PR	3.580
Londrina - PR	3.575
Centenário do Sul - PR	3.571
Boa Vista da Aparecida - PR	3.570
Nova Prata do Iguaçu - PR	3.563
Sapopema - PR	3.563
Laranjeiras do Sul - PR	3.557
Brasilândia do Sul - PR	3.556
Palmas - PR	3.553
Boa Esperança - PR	3.546

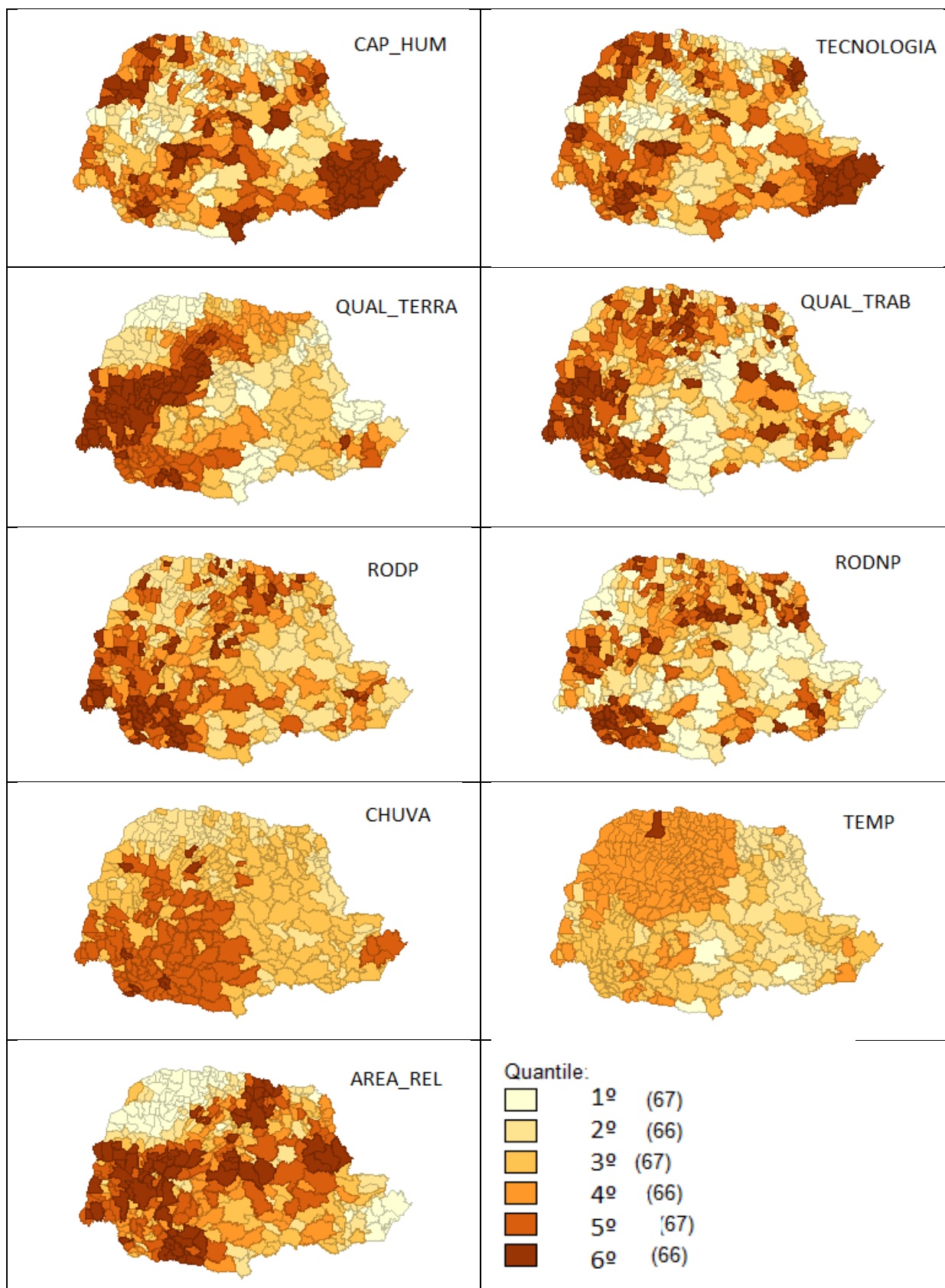
Clevelândia - PR	3.546
Marilândia do Sul - PR	3.539
Nova Cantu - PR	3.537
Atalaia - PR	3.534
Jundiá do Sul - PR	3.533
Itapejara d'Oeste - PR	3.531
Palmeira - PR	3.527
Imbituva - PR	3.527
Lapa - PR	3.527
Braganey - PR	3.513
Reserva - PR	3.513
Janiópolis - PR	3.501
Jaguapitã - PR	3.500
Ouro Verde do Oeste - PR	3.493
Cambé - PR	3.488
Altônia - PR	3.476
Boa Ventura de São Roque - PR	3.475
São Pedro do Iguaçu - PR	3.472
Andirá - PR	3.472
Capitão Leônidas Marques - PR	3.469
Cianorte - PR	3.466
Santo Antônio da Platina - PR	3.462
Tuneiras do Oeste - PR	3.459
Mariluz - PR	3.455
São Jerônimo da Serra - PR	3.454
Mamborê - PR	3.451
Bandeirantes - PR	3.449
Moreira Sales - PR	3.439
Ibiporã - PR	3.437
Goioxim - PR	3.434
Uraí - PR	3.433
Rosário do Ivaí - PR	3.431
São Jorge d'Oeste - PR	3.425
Florestópolis - PR	3.419
Mangueirinha - PR	3.417
Mirador - PR	3.417
Cambira - PR	3.413
Terra Rica - PR	3.412
Fernandes Pinheiro - PR	3.401
Vera Cruz do Oeste - PR	3.399
Assaí - PR	3.395
Rancho Alegre - PR	3.377
Conselheiro Mairinck - PR	3.371
Antonina - PR	3.370
Apucarana - PR	3.368

São João do Triunfo - PR	3.363
Porecatu - PR	3.360
Bituruna - PR	3.359
Pérola d'Oeste - PR	3.351
Guaraci - PR	3.350
Marquinho - PR	3.349
Faxinal - PR	3.346
Luiziana - PR	3.341
São João do Ivaí - PR	3.339
Santa Izabel do Oeste - PR	3.338
Sertanópolis - PR	3.337
Roncador - PR	3.334
Lunardelli - PR	3.332
Munhoz de Melo - PR	3.328
São Mateus do Sul - PR	3.328
Porto Barreiro - PR	3.326
Pitangueiras - PR	3.324
Nova Tebas - PR	3.323
Itaguajé - PR	3.321
Curiúva - PR	3.318
Campo Mourão - PR	3.313
Rio Bom - PR	3.308
Palmital - PR	3.303
Miraselva - PR	3.298
Arapuã - PR	3.297
Mallet - PR	3.295
Nova Olímpia - PR	3.291
Peabiru - PR	3.290
Nova América da Colina - PR	3.288
Lidianópolis - PR	3.276
Novo Itacolomi - PR	3.276
Carlópolis - PR	3.275
Lindoeste - PR	3.272
Santa Inês - PR	3.259
Iguatu - PR	3.258
Pranchita - PR	3.257
General Carneiro - PR	3.255
São Sebastião da Amoreira - PR	3.246
Indianópolis - PR	3.242
Ivaiporã - PR	3.240
Icaraíma - PR	3.237
Planalto - PR	3.237
Manoel Ribas - PR	3.235
Jataizinho - PR	3.231
Honório Serpa - PR	3.229

Campina do Simão - PR	3.224
Iporã - PR	3.220
Turvo - PR	3.219
Abatiá - PR	3.216
Rio Azul - PR	3.206
Santa Maria do Oeste - PR	3.201
Sarandi - PR	3.195
Paranacity - PR	3.195
Ariranha do Ivaí - PR	3.194
Mato Rico - PR	3.191
Adrianópolis - PR	3.185
Terra Boa - PR	3.180
Barbosa Ferraz - PR	3.179
Paula Freitas - PR	3.177
Cantagalo - PR	3.175
Porto Amazonas - PR	3.173
União da Vitória - PR	3.167
São Pedro do Ivaí - PR	3.167
Perobal - PR	3.165
Nova Santa Bárbara - PR	3.156
Cambará - PR	3.147
Guamiranga - PR	3.143
Sabáudia - PR	3.143
Santa Cecília do Pavão - PR	3.142
Santa Amélia - PR	3.130
Jardim Alegre - PR	3.124
Cruzmaltina - PR	3.121
Arapongas - PR	3.120
Tomazina - PR	3.116
Rolândia - PR	3.111
Araruna - PR	3.108
Congonhinhas - PR	3.104
Nova Aliança do Ivaí - PR	3.100
Cândido de Abreu - PR	3.091
Cruzeiro do Oeste - PR	3.090
Maria Helena - PR	3.055
Cafezal do Sul - PR	3.055
Presidente Castelo Branco - PR	3.050
Cafeara - PR	3.046
Mandaguari - PR	3.042
Corumbataí do Sul - PR	3.038
Irati - PR	3.032
Paranavaí - PR	3.021
Pérola - PR	3.017
Astorga - PR	3.012

Godoy Moreira - PR	3.011
Guaporema - PR	3.009
Nova Esperança - PR	3.005
Ibaiti - PR	2.995
Santo Antônio do Paraíso - PR	2.993
Japira - PR	2.991
Rio Branco do Ivaí - PR	2.968
Ribeirão do Pinhal - PR	2.959
Jandaia do Sul - PR	2.952
Paranapoema - PR	2.946
Bom Sucesso - PR	2.940
Rondon - PR	2.918
Tamboara - PR	2.898
Grandes Rios - PR	2.896
Jaboti - PR	2.876
Laranjal - PR	2.869
Tapejara - PR	2.847
São Jorge do Patrocínio - PR	2.827
Paulo Frontin - PR	2.826
Figueira - PR	2.811
Uniflor - PR	2.804
Borrazópolis - PR	2.804
Pinhalão - PR	2.776
Bela Vista da Caroba - PR	2.776
Marumbi - PR	2.766
Kaloré - PR	2.763
Esperança Nova - PR	2.724
Alto Paraná - PR	2.682
Cruz Machado - PR	2.572
Marilena - PR	2.499
Antônio Olinto - PR	2.468
Xambrê - PR	2.400
Umuarama - PR	2.323
São João do Caiuá - PR	2.290
Prudentópolis - PR	2.149
Inácio Martins - PR	2.147
Nova Londrina - PR	2.120
Itaúna do Sul - PR	2.116
Guairaçá - PR	1.946
Loanda - PR	1.942
Porto Rico - PR	1.822
Diamante do Norte - PR	1.813
São Pedro do Paraná - PR	1.759
Santo Antônio do Caiuá - PR	1.332
Inajá - PR	0.600

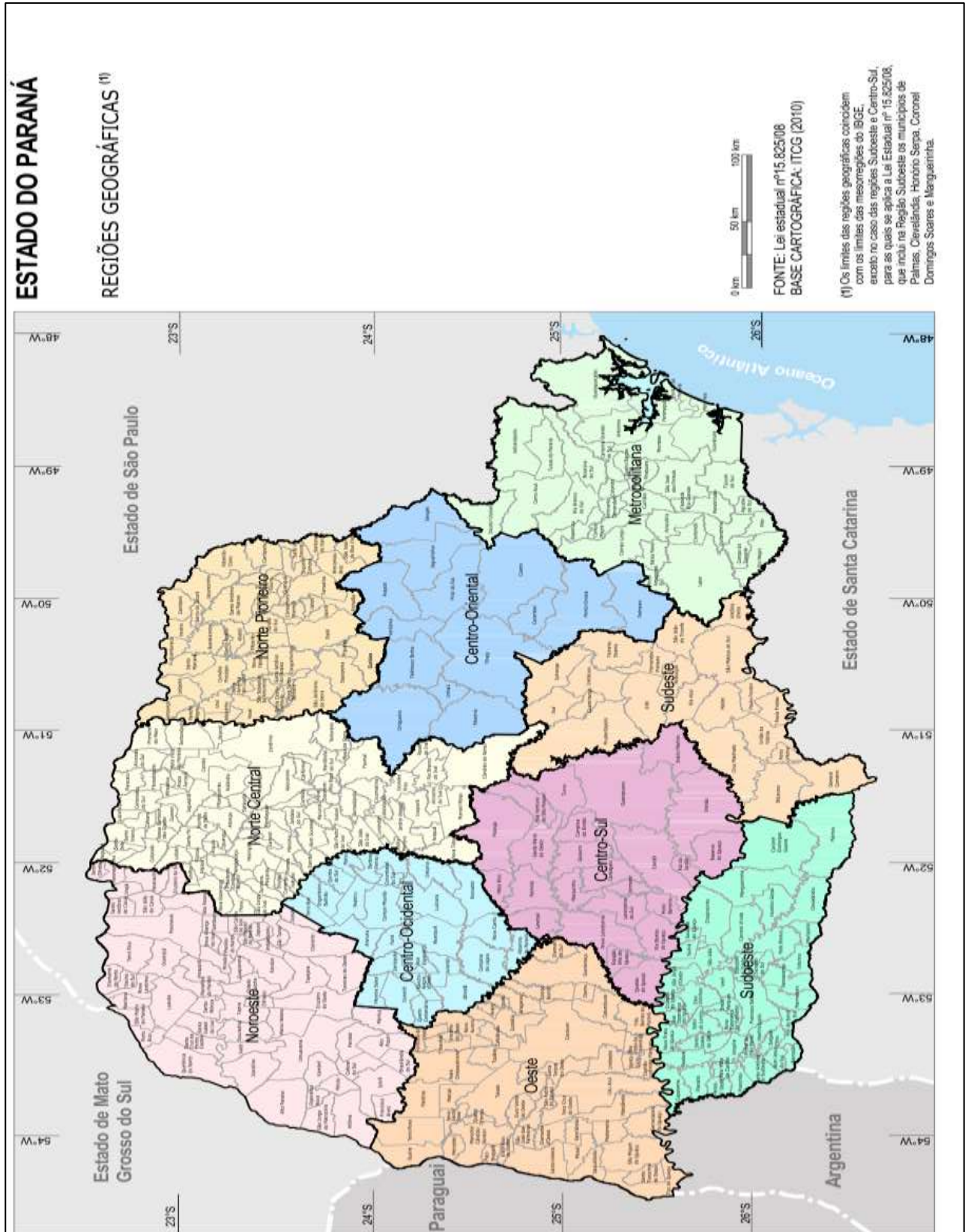
9 APÊNDICE C



Fonte: Elaboração do autor

10 ANEXO 1

Mapa de Regiões Geográficas do Paraná.



Fonte: Ipard