

***Universidade Estadual de Maringá***  
***Centro de ciências sociais aplicadas – CSA***  
***Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas – PCE***

ALEXANDRE MARCATO

**OS FATORES DETERMINANTES DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA  
NO ESTADO DE SANTA CATARINA**

Maringá -- PR

**2016**

ALEXANDRE MARCATO

**OS FATORES DETERMINANTES DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA  
NO ESTADO DE SANTA CATARINA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade Estadual de Maringá, como parte dos requisitos necessários a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré

Maringá -- PR

**2016**

ALEXANDRE MARCATO

**OS FATORES DETERMINANTES DO PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA  
NO ESTADO DE SANTA CATARINA**

Dissertação submetida ao Programa de Pós Graduação em Ciências Econômicas da Universidade Estadual de Maringá, como parte dos requisitos necessários a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. José Luiz Parré

**COMISSÃO EXAMINADORA**

---

Professor Dr. José Luiz Parré  
Universidade Estadual de Maringá

---

Professora Dr.<sup>a</sup> Regina Lúcia Sanches Malassisse  
UNOPAR

---

Professor Dr. Ednaldo Michellon  
Universidade Estadual de Maringá

Maringá -- PR

**2016**

Com muita satisfação dedico este trabalho:

- A Deus.
- A minha família: Suely, Jose Carlos e Alessandra.
- A pessoa Thaise Emanuele.

## AGRADECIMENTOS

No término desta dissertação, gostaria de agradecer, primeiramente, a Deus pela inspiração e o dom do raciocínio. A todos que me deram força para a conclusão deste trabalho e por aqueles que acreditam no meu potencial. Por minha família, ao dar o apoio moral na execução dos trabalhos. A pessoa Thaise Emanuele, pelo apoio moral e a paciência.

Ao meu orientador José Luiz Parré, pelas correções na execução do trabalho e os apontamentos para a condução correta desta dissertação; a banca examinadora: Regina Malassise, Alexandre Florindo Alves e Ednaldo Michellon pelas correções e aos acréscimos de ideias. Agradeço a alguns amigos que ajudaram na leitura e correção deste trabalho.

Agradeço, ademais, ao Programa de Mestrado em Economia de Maringá e a todos os funcionários: Doutores, Mestres e técnicos que trabalham para que esta instituição continue dando frutos. E a agência financiadora Capes, por acreditar no desenvolvimento econômico por meio da pesquisa.

## RESUMO

O Estado de Santa Catarina apresentou valorização média do preço das terras de 12,2% a.a para o período de 2002 a 2010, as elevações de preços da terra agrícola, em décadas anteriores, estiveram associadas ao descontrole inflacionário e era um dos fatores que causava elevação nos preços dos produtos agrícolas. A presente dissertação tem por objetivo principal analisar os determinantes do preço da terra agrícola nos municípios do Estado de Santa Catarina para o período de 2006 a 2011, bem como, verificar os efeitos da espacialidade sobre o comportamento do preço da terra no estado, através, da formação do preço dos ativos formulado por Keynes. Para tal finalidade, realizou-se uma revisão de literatura de escritores brasileiros e internacionais referente ao preço da terra agrícola: a apresentação do panorama da economia catarinense, o turismo rural, o preço da terra, em Santa Catarina, as variáveis agropecuárias e a abordagem da econometria espacial. Os resultados desta dissertação consistem nos dados pelo modelo de regressão, sendo possível perceber que as variáveis mais importantes para os modelos SAR e SEM foram o valor bruto da produção, o qual foi significativo apenas em 2006, valorização patrimonial e as variáveis de liquidez: produtividade do milho, área colhida do milho e a produtividade do fumo apenas para 2011, com o  $R^2 = 53,64$ . Para as regressões dos modelos SDM e SDEM, as variáveis mais importantes foram: o financiamento defasado espacialmente e o imposto territorial defasado espacialmente, ambos apenas no ano de 2006; e a produtividade do milho, valorização patrimonial; a produtividade do fumo e o investimento ambos apenas em 2011. A variável de quase-renda influenciou o preço da terra somente no ano de 2006 e tem pouca influência em 2011. Averigua-se que outras variáveis não agrícolas são necessárias para explicar o preço da terra agrícola em Santa Catarina pois o modelo não teve aderência forte. Outras variáveis devem ser inclusas na análise, como: turismo rural, proximidade de portos, relação serviço e PIB (produto interno bruto), proximidade com cidade onde o PIB foi elevado e as características econômicas da região.

Palavras-Chave: Preços dos Ativos. Econometria Espacial. Cross-Section. Turismo Rural.

## ABSTRACT

The State of Santa Catarina presented average price valuation of the lands of 12.2% for the period from 2002 to 2010, the elevation of prices of agricultural land, in previous decades, were associated with the uncontrolled inflation and was one of the factors that caused high prices of agricultural products. This dissertation aims to analyze the main determinants of agricultural land price in the municipalities of the State of Santa Catarina for the period 2006 to 2011 as well, check the effects of spatiality on the behavior of the land price in the State, the formation of asset price formulated by Keynes. For such a purpose, a literature review of Brazilian and international writers referring to the price of agricultural land: the presentation of the panorama of the Santa Catarina economy, rural tourism, the land price in Santa Catarina, the agricultural variables and spatial Econometrics approach. The results of this dissertation consists in the regression model, being possible to realize that the most important variables for SAR and without were the gross value of production, which was significant only in 2006, equity valuation and liquidity variables: productivity of maize, corn harvested area and smoke only productivity for 2011, with  $R^2 = 53.64$ . For the regressions of the SDM models and SDEM, most important variables were: the unbalanced financing territorial tax spatially and spatially delay, both only in the year 2006; and productivity of maize, asset valuation; the productivity of both investment and smoke only in 2011. The almost-income influenced the land price only in the year 2006 and has little influence in 2011. Averigua that other non-agricultural variables are required to explain the price of agricultural land in Santa Catarina because the template had no strong adhesiveness. Other variables should be included in the analysis, such as: rural tourism, proximity of ports, service interface and GDP (gross domestic product), proximity to town where the GDP was high and economic characteristics of the region.

Keywords: asset prices. Spatial Econometrics. Cross Section. Rural Tourism.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Preços no mercado de terras antes da Reforma de Fischler.....	20
Figura 2: Mapa das regiões de Santa Catarina.....	44
Figura 3: Mapa do desvio-padrão para o preço da terra de 2006.....	46
Figura 4: Mapa do desvio-padrão para o Preço da Terra de 2011.....	47
Figura 5: Desvio-padrão para a valorização da terra de 2005 a 2006.....	48
Figura 6: Mapa de desvio-padrão para valorização da terra de 2010 a 2011.....	49
Figura 7: Mapa do desvio-padrão para a Produtividade do Milho de 2006.....	50
Figura 8: Mapa de desvio-padrão para a produtividade do milho de 2011.....	51
Figura 9: Mapa do desvio-padrão para produtividade do fumo em 2006.....	52
Figura 10: Mapa de desvio-padrão para Produtividade do Fumo de 2011.....	52
Figura 11: Mapa do desvio-padrão da Área Colhida do Milho por área de lavoura e área de pasto ano de 2006.....	53
Figura 12: Mapa de desvio-padrão da Área Colhida do Milho por área de lavoura e área de pasto ano de 2011.....	54
Figura 13: Mapa de desvio-padrão da Área Colhida de fumo por área de lavoura e área de pasto ano de 2006.....	54
Figura 14: Mapa de desvio-padrão da área colhida de fumo por área de lavoura e área de pasto ano de 2011.....	55
Figura 15: Mapa do desvio-padrão do Valor Bruto da Produção por área de lavoura e pasto em 2006.....	56
Figura 16: Mapa de desvio-padrão do Valor Bruto da Produção por área de lavoura e pasto em 2011.....	57
Figura 17: Mapa de desvio-padrão do ITR Imposto Territorial Rural por área de lavoura e pasto em 2006.....	58
Figura 18: Mapa de desvio-padrão do ITR Imposto Territorial Rural por área de lavoura e pasto em 2011.....	59
Figura 19: Mapa do desvio Padrão do Financiamento Total da Produção por área de lavoura e área de pasto em 2006.....	60
Figura 20: Mapa do desvio Padrão do Financiamento Total da Produção por área de lavoura e área de pasto em 2011.....	61

Figura 21: Mapa do desvio Padrão do Investimento rural por receita corrente dos municípios em 2006.....	62
Figura 22: Mapa do desvio padrão do Investimento rural por receita corrente dos municípios em 2011.....	63
Figura 23: Tipos de Solos de Santa Catarina.....	64
Figura 24: Contiguidade Espacial.....	65
Figura 25: Quadrantes do I de Moran.....	69
Figura 26: Diagramas de dispersão de Moran univariado para o preço da terra nos municípios de Santa Catarina(anos de 2006 e 2011).....	74
Figura 27: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA univariado preço da terra (2006).....	95
Figura 28: Mapa de significância e de cluster para indicador LISA uni variado preço da terra (2011).....	95
Figura 29: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada produtividade do milho de 2006 por preço da terra (2006).....	96
Figura 30: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada produtividade do milho de 2011 por preço da terra (2011).....	98
Figura 31: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada área colhida do milho de 2006 por preço da terra (2006).....	99
Figura 32: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada área colhida do milho de 2011 por preço da terra (2011).....	101
Figura 33: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada financiamento total 2006 por preço da terra (2006).....	101
Figura 34: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada financiamento total 2011 por preço da terra 2011.....	103
Figura 35: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valor bruto da produção de 2006 por preço da terra 2006.....	104
Figura 36: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valor bruto da produção 2011 por preço da terra 2011.....	105
Figura 37: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado relação investimento e receita corrente 2006 por preço da terra 2006.....	106
Figura 38: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado relação investimento e receita corrente (2011) por preço da terra (2011).....	108

Figura 39: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado área colhida de fumo (2006) por preço da terra (2006).....	110
Figura 40: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado área colhida de fumo (2011) por preço da terra (2011).....	110
Figura 41: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valorização patrimonial dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).....	112
Figura 42: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valorização patrimonial dos municípios de 2011 por preço da terra 2011.....	113
Figura 43: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado imposto territorial rural dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).....	114
Figura 44 Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado imposto territorial rural dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).....	115
Figura 45: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado tipo de solo dos municípios de 2006 por preço da terra 2006.....	117
Figura 46: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado tipo de solo dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).....	117
Figura 47: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado produtividade do fumo dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).....	119
Figura 48: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado produtividade do fumo dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).....	119

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Preço médio da terra agrícola para diferentes classes de terras em Chapecó.....	38
Gráfico 2: Preço médio da terra agrícola para diferentes classes de terras em Blumenau.....	39
Gráfico 3: Histograma da frequência dos vizinhos para os municípios de Santa Catarina.....	93

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Evolução dos estudos empíricos sobre o preço da terra no Brasil.....	10
Quadro 2: Revisão de literatura estudo internacional sobre o preço da terra.....	29
Quadro 3: Legenda das regiões de Santa Catarina.....	45
Quadro 4: Variáveis Tipos de Solos.....	65
Quadro 5: Resumo estatísticas de auto correlação Global.....	79
Quadro 6: Resumos estatística de auto correlação global, local, univariada e multivariada.....	79
Quadro 7: Modelos Econométricos.....	84

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Relação Serviço por PIB e o PIB para municípios, com alto preço da terra.....	36
Tabela 2: Relação Serviço por PIB e o PIB para municípios, com baixo preço da terra.....	36
Tabela 3: Preço da terra agrícola para as regiões e Estados Brasileiros de 2002 a 2010.....	37
Tabela 4: Estrato populacional do Oeste de Santa Catarina em 2000 e 2010.....	40
Tabela 5: Produção Agrícola do Oeste Catarinense em 95/96.....	42
Tabela 6: Produção agropecuária do Oeste Catarinense.....	43
Tabela 7: Produção Agrícola do Oeste Catarinense em 2006 no Oeste Catarinense.....	44
Tabela 8: Índice I de Moran preço da terra agrícola em Santa Catarina (anos de 2006 e 2011).....	93
Tabela 9: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da Produtividade do Milho (2006 e 2011).....	97
Tabela 10: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da área colhida do Milho (2006 e 2011).....	100
Tabela 11: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do financiamento total 2006 e 2011.....	103
Tabela 12: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do valor bruto da produção e o preço da terra 2006 e 2011.....	105
Tabela 13: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da relação investimento e receita corrente dos municípios e o preço da terra de 2006 e 2011.....	109
Tabela 14: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da área colhida do fumo dos municípios e o preço da terra 2006 e 2011.....	110
Tabela 15 Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da valorização patrimonial da terra dos municípios e o preço da terra	

(2006 e 2011).....	112
Tabela 16: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do imposto territorial rural dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).....	114
Tabela 17: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do tipo de solos dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).....	116
Tabela 18: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da produtividade do fumo dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).....	119
Tabela 19: Regressão para os Modelos SAR e SEM anos de 2006 e 2011.....	122
Tabela 20: Regressão para os Modelos SDM e SDEM anos de 2006 e 2011.....	124

## SUMÁRIO

RESUMO.....	3
ABSTRACT.....	4
LISTA DE FIGURAS.....	5
LISTA DE GRAFICOS.....	8
LISTA DE QUADROS.....	9
LISTA DE TABELAS.....	10
1 INTRODUÇÃO.....	13
2 A DETERMINAÇÃO DO PREÇO DA TERRA.....	15
2.1 A FORMAÇÃO DO ATIVO TERRA EM RICARDO E KEYNES.....	15
2.2 O PREÇO DO ATIVO TERRA NO BRASIL.....	20
2.3 O PREÇO DO ATIVO TERRA EM OUTROS PAÍSES.....	27
3 A ECONOMIA E O PREÇO DA TERRA EM SANTA CATARINA E AS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIAS.....	44
3.1 AS ATIVIDADES ECONÔMICAS DE SANTA CATARINA.....	44
3.2 O TURISMO RURAL MEIO DE ALAVANCAR O PREÇO DA TERRA.....	46
3.3 VARIÁVEIS NÃO AGROPECUÁRIA QUE PODEM AFETAR O PREÇO DA TERRA.....	48
3.4 ANÁLISE COMPARATIVA DO PREÇO DA TERRA EM SANTA CATARINA.....	49
3.5 CARACTERÍSTICAS DA REGIÃO OESTE DE SANTA CATARINA.....	53
3.6 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIAS.....	57
4.METODOLOGIA.....	79
4.1 A ECONOMETRIA ESPACIAL.....	79
4.1.1 A heterogeneidade espacial.....	81
4.1.2 A contiguidade espacial.....	82

4.1.3 Matriz de peso.....	83
4.2 A ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS.....	84
4.2.1 A estatística univariada e multivariada global.....	85
4.2.2 O índice de auto correlação local.....	90
4.3 MODELOS ECONOMÉTRICOS.....	93
4.3.1 Modelo SAR.....	93
4.3.2 Modelo SEM.....	94
4.3.3 Modelo SDM.....	95
4.3.4 Modelo SDEM.....	95
4.3.5 Quadro resumido dos modelos econométricos.....	96
4.3.6 Escolha do modelo econométrico.....	96
4.4 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS.....	97
5 RESULTADOS.....	104
5.1 AEDE PARA AS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIAS E O PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA.....	106
5.2 REGRESSÃO.....	130
6 CONCLUSÃO.....	135
REFERÊNCIAS.....	140
APÊNDICE.....	146

## 1 INTRODUÇÃO

No Brasil, nas décadas de 1970 a 1990, a elevação de preço da terra esteve associada ao descontrole inflacionário e era um dos fatores que causava elevação nos preços dos produtos agrícolas. Deste modo, valorizava-se, artificialmente, as potenciais receitas geradas pelo uso da terra, elevando o seu preço, mesmo quando não era utilizada para fins produtivos. Após a estabilização da moeda, a partir do Plano Real, outras variáveis tornaram-se relevantes para o estudo do preço da terra.

A problemática da determinação ou formação dos preços da terra agrícola era, com frequência, deixada de lado por ser considerada uma preocupação exclusiva dos latifundiários. Com a atenuação do efeito inflacionário sobre o preço da terra agrícola, após o Plano Real, a partir de 1995, favoreceu significativamente as metas atingidas no processo de reforma agrária no primeiro período de governo do presidente FHC (GASQUE, 2008). A partir de 1997, os programas Cédula da Terra, Banco da Terra e Crédito Fundiário incrementaram fortemente a demanda de terras e pressionaram o incremento do seu preço (LIMA, 2008).

É importante estudar o preço da terra, pois os preços de mercado guiam os agentes econômicos particulares que atuam no mercado de terras em negócios de compra e venda, assim como, são referências para o governo em seus programas de democratização e tributação da terra rural. Válido salientar, ademais, que os preços de mercado são utilizados pelas instituições de crédito como um parâmetro para determinar a hipoteca da terra e para direcionar o crédito rural.

O Estado de Santa Catarina apresentou valorização média do preço das terras de 12,2% a.a para o período de 2002 a 2010, o Estado com maior valorização da terra para o período (PLATA, 2011). Há uma carência de estudos empíricos para o mercado de terras em qualquer região do país e esse fato corrobora para o estudo do mercado de terras em Santa Catarina.

Faz-se pertinente considerar que, no final da década de 2000, em um cenário de inflação controlada, ocorre uma elevação persistente dos preços da terra, e considerando as diferenças de preços entre os municípios, foi possível conduzir ao seguinte questionamento: Quais os determinantes do preço da terra agrícola nos municípios de Santa Catarina? Acredita-se que exista dependência espacial do preço da terra e de seus determinantes. Entende-se que, na presença de dependência espacial, identificando

transbordamentos espaciais e formação de *clusters*, essa heterogeneidade espacial deve ser incorporada em um estudo sobre o preço da terra agrícola.

Assim, a presente dissertação tem por objetivo principal analisar os determinantes do preço da terra agrícola nos municípios do Estado de Santa Catarina para o período de 2006 a 2011, bem como verificar os efeitos da espacialidade sobre o comportamento do preço da terra no Estado, através do princípio da formação do preço dos ativos formulado por Keynes. O modelo empregado neste trabalho segue o formulado por Malassisse (2014), em que a autora realiza uma análise no preço da terra para o Paraná, por meio de painel de dados; enquanto nesta dissertação usará o cross-section.

Nesse sentido, busca-se: verificar a presença de efeitos espaciais sobre o preço da terra e seus determinantes; determinar a influência da variável da quase renda, representada pelo Valor Bruto da Produção sobre o preço da terra agrícola; determinar a influência do custo de manutenção, representado pelo Imposto Territorial Rural, na determinação do preço da terra; determinar a influência da liquidez, representada pelo conjunto das variáveis: Financiamento, Investimento Municipal, Tipo de Solo, Monocultura do Milho e Monocultura do Fumo na determinação do preço da terra; determinar a influência de valorização patrimonial sobre o preço da terra.

Inicialmente, considera-se que a revisão de literatura pelos principais escritores do preço da terra no Brasil permita realizar essa análise e que os modelos de econométricos espaciais sejam relevantes à pesquisa. Assim, realiza-se a análise Global do I de Moran para verificar se o preço da terra e as demais variáveis independentes apresentam correlação espacial univariado; caso apresente a correlação univariado elevado, justifica-se o emprego da metodologia de econometria espacial. Posteriormente é feita a análise global bivariado, para identificar, quais das variáveis apresentam correlação bivariado positivo ou negativo com o preço da terra e a magnitude e a significância dessa estatística. Na análise local bivariado é analisado os mapas de clusters que podem ser decompostos em: Alto-Alto, Alto-Baixo, Baixo-Alto e Baixo-Baixo; um mapa que apresente as combinações de cluster Alto-Alto e Baixo-Baixo indica a correlação positiva dos clusters que afetam, positivamente, o preço da terra; caso contrário, as combinações Alto-Baixo e Baixo-Alto, os clusters afetam negativamente o preço da terra. Nessas duas análises bivariados (global e local) apontarão as variáveis que, possivelmente, podem afetar, o preço da terra no modelo de regressão. Em seguida, os modelos de regressão: SAR, SEM, SDM, SDEM, no modelo de cross-section (corte-transversal) é suficiente para análise, nos anos de 2006 e

2011. E serão capazes de captar, quais variáveis de fato influenciam o preço da terra em Santa Catarina, bem como, verificar se os modelos são aderentes à teoria, e assim é verificado os principais resultados dessa dissertação.

A referida dissertação, portanto, está estruturada em quatro capítulos, além desta introdução e da conclusão. O capítulo segundo apresenta uma revisão de literatura de escritores brasileiros e internacionais referente ao preço da terra agrícola. O capítulo terceiro apresenta o panorama da economia catarinense, o turismo rural, o preço da terra, em Santa Catarina, e a descrição dos valores das variáveis agropecuárias no mapa. O capítulo quarto apresenta a metodologia da econometria espacial aplicada, a fonte de informação e a descrição de cada variável estudada. O capítulo quinto apresenta os principais resultados desta dissertação: as Análises de AEDE para as variáveis agropecuárias e os resultados da regressão dessas variáveis. Por fim, a conclusão da dissertação.

## 2 A DETERMINAÇÃO DO PREÇO DA TERRA

Essa seção abordará a formação do mercado de terras na ótica de Ricardo, Keynes. Nas correntes do mercado de terras no Brasil, esta será tratada por Reydon, Rahal, Plata, Chang, dentre outros. O mercado de terras tratado em outros países: Argentina, Japão, Alemanha e Estados Unidos, segundo a ótica dos respectivos pesquisadores: Pascale, Yokoi, Kilian e Bastian. Na revisão de literatura, tem-se por finalidade a busca do entendimento do mercado de terras para os pensadores da teoria econômica, posteriormente o conhecimento do pensamento do mercado de terras no Brasil e, por último, análise do mercado de terras em outros países com o objetivo de trazer ideias novas na compreensão destes mercados complexo.

### 2.1 A FORMAÇÃO DO ATIVO TERRA EM RICARDO E KEYNES

Ricardo (1821) na obra clássica *Princípios de economia política e tributação* define a renda da terra como a porção do produto da terra paga ao seu proprietário pelo uso das forças originais e indestrutíveis do solo. Faz, também, uma distinção entre duas situações de auferir lucros pela terra. O primeiro diz respeito ao lucro obtido pela venda da madeira em uma atividade extrativa. No segundo, a renda é resultante da venda de produtos mediante o uso da terra; logo, a renda da terra só se dará pelo cultivo, em vista de uma demanda futura.

A renda das minas de carvão e das pedreiras, às quais se aplica a mesma observação: a compensação pela mina ou pela pedreira é paga pelo valor do carvão ou da pedra que podem ser extraídos, não se relacionando, de modo algum, com as forças originais e indestrutíveis da terra. Essa distinção é muito importante, numa investigação sobre a renda da terra e os lucros, visto que as leis que regulam o movimento da renda diferem muito daquelas que regulam o movimento dos lucros, raramente operando na mesma direção. (Ricardo, 1821, p.50)

Posteriormente, o autor faz uma analogia ao considerar duas fazendas vizinhas com a mesma extensão e idênticas fertilidades naturais. No entanto, caso uma dessas fazendas contasse com todas as vantagens de edificações agrícolas, adubadas, impactariam em maior produção, além disso, enquanto a outra fazenda não apresentasse nenhuma dessas benfeitorias. Conclui-se que terão rendas diferentes para as duas propriedades. Contudo,

Ricardo (1996) indica que a terra que obtém mais benfeitorias possui a renda do capital e a renda do seu ativo. O outro território somente terá arrendamento.

No modelo ricardiano de formação da renda da terra, é apresentado uma nova propriedade rural onde a terra é livre e onde só a melhor terra é cultivada porque a população ainda não é suficientemente grande para pressionar os recursos naturais.

Na colonização de um país bem dotado de terras ricas e férteis, das quais apenas uma pequena parte necessita ser cultivada para o sustento da população, e que pode ser cultivada com o capital de que essa população dispõe, não haverá renda: ninguém pagará pelo uso da terra, enquanto ainda houver uma grande extensão não ocupada e, portanto, ao alcance de quem deseja cultivá-la. (Ricardo, 1821, p.50)

A partir do momento, em que haja o desenvolvimento da sociedade e, por sua vez, o aumento da população, haverá incentivo por parte dos agricultores cultivarem nas terras de fertilidades secundárias ou desvantajosamente situadas devido ao esgotamento da produção nas terras de primeira. Surge de imediato a renda sobre a terra de primeira qualidade, pois há plantio na terra de segunda e, portanto, a renda desta terra de primeira será exatamente igual à diferença entre as produções obtidas numa e na outra ao considerar o mesmo nível de capital e trabalho. Com isso, o crescimento da população obrigará o país a recorrer à terra de pior qualidade para aumentar a oferta de alimentos e, conseqüentemente, aumentar a renda de todas as terras mais férteis.

Para exemplificar essa situação, Ricardo (1821) considera três tipos diferentes de qualidades de terras A e B proporcionadas com iguais níveis de capital e trabalho, e produtos líquidos. A partir do momento, em que for necessário o cultivo na região de qualidade B, a região de qualidade A terá renda da terra.

Ricardo (1821) analisa a influência da aplicação de capital sobre a terra e os retornos da terra proveniente desta aplicação de capital e assim, cada aplicação adicional de capital adicionará retornos decrescentes na renda da terra.

Conclui-se pelo estudo de Ricardo (1821) que o valor da terra é determinado pela diferença em suas qualidades, capacidade de gerar renda em relação à propriedade de pior qualidade e de localização mais distante do mercado consumidor.

Na formação dos ativos em Keynes, os agentes econômicos, detentores de capital, decidirão o modo de empregarem as suas aplicações de capital, em um ambiente incerto. Esses capitalistas normalmente têm um portfólio composto de ativos com distintas rentabilidades e graus de liquidez. Podemos citar como exemplos: máquinas, edifícios, a terra e financeiros como títulos, até ativos mais líquidos como o dinheiro. Assim, os

capitalistas deterão esses ativos em função da expectativa dos possíveis compradores destes bens, pois eles também pensam no retorno ao manter certos ativos em carteira. Dessa maneira, o conjunto do portfólio de cada agente econômico é composto por diversos ativos capazes de gerarem fluxos de renda.

Com isso, o agente econômico estabelece racionalmente o seu portfólio a fim de maximizar os rendimentos líquidos esperados, baseado na informação que dispõe. Faz-se necessário conhecer quais fatores são capazes de determinar as taxas de juros de cada bem de capital, bem como as particularidades da moeda em sua determinação da taxa de juros.

Na formação dos preços dos ativos devem ser considerados duas situações. A primeira delas é considerar os bens de capital na determinação do preço dos bens e, em um segundo momento, a taxa monetária de juros como determinante do preço de ativo da moeda. Esse bem apresenta idiosincrasias distintas em relação a outros bens, uma vez que a taxa de juros sobre o dinheiro é a percentagem de excedente de uma soma de dinheiro contratada para entrega futura. Assim sendo, para todos os bens de capitais, deve existir uma taxa análoga ao dinheiro.

Segundo Keynes (1992), sobre a eficiência marginal do capital, o indivíduo, ao realizar um investimento ou a compra de um bem de capital, obterá fluxo de rendas futuras, enquanto durar esse capital. Logo, suponha que as rendas futuras sejam dadas por  $Q_1, Q_2, \dots, Q_{n-1}, Q_n$ ; a eficiência marginal do capital será a relação entre a renda esperada de um bem de capital, seu custo de produção, seu preço de oferta ou custo de reposição; isto é, a relação entre a renda esperada da unidade adicional de capital e seu custo de reposição.

A eficiência marginal do capital será a taxa de desconto que tornará o valor presente do fluxo de anuidades das rendas esperadas desse capital, durante toda a sua existência, exatamente similar ao seu preço de oferta. Keynes (1992) retrata os atributos e os diversos tipos de bens como sendo a taxa de juros das mercadorias:

Alguns bens dão um rendimento ou produção  $q$ , medido em termos de si mesmo, para facilitarem algum processo de produção ou prestarem serviço ao consumidor. A maioria dos bens, excetuando o dinheiro, sofre desgaste ou acarreta alguma despesa pelo simples correr do tempo (independentemente de qualquer alteração no seu valor relativo), sejam ou não utilizados em produzir rendimento; isto é, implicam um custo de manutenção  $c$  medido em termo de si mesmos. Para o nosso objetivo presente, não importa saber exatamente onde colocaremos a linha de separação entre os custos que deduzimos antes de calcular  $q$  e os que incluímos em  $c$ , visto que a seguir apenas nos ocuparemos de  $q - c$ . Finalmente, o poder de dispor de um bem durante certo tempo pode oferecer uma conveniência ou segurança potencial que não é igual para os bens de natureza diferente, embora sejam do mesmo valor inicial. Não há, por assim

dizer, qualquer resultado em forma de produção no fim do período considerado e, mesmo assim, trata-se de algo pelo qual as pessoas estão dispostas a pagar pela conveniência ou segurança potenciais proporcionadas pelo poder de dispor dele (excluindo o rendimento ou os custos de manutenção que lhe são próprios). (Keynes, 1992, p.177)

Os atributos de todos os bens possuem: o seu rendimento ( $q$ ), ou seja, os fluxos de caixas futuros para o proprietário do bem e esses rendimentos, muitas vezes, já estão descontados os custos variáveis; o custo de manutenção ( $c$ ), que, em outras palavras, pode ser entendido como o desgaste do bem por simples decorrer do tempo; o poder de liquidez de um bem ( $l$ ), isto é, a capacidade deste bem não alterar de valor durante certo tempo.

Assim, Keynes (1992) aponta que a retribuição total que se espera da propriedade de um bem é dada por:  $q-c+l$ . Em outras palavras, um bem só será vantajoso caso os rendimentos desse bem excedam os custos de manutenção e o seu prêmio de liquidez. No caso da moeda, a característica é ter um rendimento nulo, um custo de manutenção insignificante, o prêmio da liquidez substancial. A moeda é o único bem na economia, no qual o prêmio de liquidez excede o custo de manutenção.

Outra questão é determinar as relações entre os rendimentos esperados dos diferentes tipos de bens, por exemplo: suponhamos que o rendimento das casas seja dado por  $q_1$  e os demais atributos sejam desprezíveis; o do trigo dado pelo custo de manutenção  $c_2$ ; a moeda pelo prêmio da liquidez  $l_3$ ; por fim, a percentagem de valorização da casa seja  $a_1$  e do trigo  $a_2$ ; com esta observação feita, à demanda dos possuidores de riqueza se orientará para as casas, para o trigo ou a moeda, dependendo de qual for maior:  $a_1 + q_1$ ,  $a_2 - c_2$ ,  $l_3$ . Conclui-se, deste modo, que a taxa de retorno deverá se equilibrar entre os bens de capitais e a moeda.

Para Reydon (1992), o preço de mercado de um ativo, em princípio geral, deve-se concentrar a atenção sobre a determinação do preço de demanda; e estes os preços de demanda dos ativos são determinados, essencialmente, de forma subjetiva. Na determinação do preço de demanda, os fatores básicos são as quase rendas líquidas ( $q-c$ ), a liquidez e o ganho patrimonial esperado ( $a$ ). Enquanto as características especiais da taxa monetária de juros, ao comparar com as taxas de outros bens, têm algumas características diferentes que a tornam específica.

As características da moeda: a moeda tem, tanto no longo quanto no curto prazo, a elasticidade de produção igual ao zero; O dinheiro é admitido que a elasticidade de substituição da moeda tenha uma elasticidade de substituição igual ao zero; A outra

propriedade da moeda é a suposição de que é impossível aumentar a quantidade de moeda desviando mais trabalho para a sua produção.

A moeda tem poder sobre os salários e ainda são considerados os efeitos que uma baixa na unidade de salário produz sobre as eficiências marginais dos outros bens em termos de moeda. Os salários são propensos à rigidez quando medidos em moedas, sendo que o salário nominal é mais estável do que o salário real; caso não fosse, os salários nominais poderiam baixar com facilidade e isso contribuiria para criar previsões para novas baixas com reações desfavoráveis para a eficiência marginal do capital. Outra razão para que a taxa de juros resista à baixa é a característica de a moeda satisfazer a preferência pela liquidez, pois, em certas circunstâncias, ocorrem com frequência que as taxas de juros permaneçam insensíveis mesmo com o aumento substancial na quantidade de moeda em relação às outras riquezas.

Conclui-se que a taxa de juros monetária tem comportamento diverso de todos os outros bens de capitais, ao ser capaz de influenciar a eficiência marginal de capital de todos os ativos da economia por meio da rigidez dos salários nominais, como também, por ser o bem mais líquido da economia, visto que o seu prêmio de liquidez é muito mais alto do que o custo de manutenção.

## **2.2 O PREÇO DO ATIVO TERRA AGRÍCOLA NO BRASIL**

Em recente tese após a revisão bibliográfica dos principais estudos publicados no Brasil sobre o preço da terra agrícola Malassisse (2014), analisando os artigos que deram maior relevância aos aspectos teórico-críticos, teceu as seguintes considerações:

- O preço da terra é determinado, segundo a maioria dos pesquisadores, pela demanda, pois os ofertantes têm o poder de monopólio e de controlar os estoques, mas não de influir sobre o preço que os demandantes estão dispostos a pagar por elas. Logo, o preço da terra é determinado pela demanda devido às características de baixa elasticidade de oferta e substituição.
- A escassez de terra eleva seu preço. A escassez deriva tanto da menor oferta de terras em geral quanto da oferta de terras com maior produtividade, sendo que a falta da segunda pressiona o preço da primeira. Em especial no caso do Paraná, os dois fatores pressionam o preço da terra.

- O preço de venda da terra supera o preço real relativo que seria dado pelo preço de arrendamento capitalizado. No Brasil, o momento em que se verifica esse paradoxo do preço da terra é entre 1976/77.
- Há um predomínio de variáveis ligadas ao setor agrícola sobre variáveis especulativas ou elementos do ambiente econômico na definição dos preços da terra.
- A terra é um ativo de capital e ativo líquido, pois pode ser utilizada com investimento produtivo ou como reserva de valor.
- As políticas agrícolas, na medida em que criam mecanismos que afetam a rentabilidade do setor, levam a alterações nas decisões dos agentes, levando, conseqüentemente, a oscilações no preço da terra. Desta forma, a intervenção do governo, via concessão de crédito rural subsidiado, permitia a especulação aos detentores de terra. Estes tomavam recurso a juros mais baixos e aplicavam num mercado que lhes dessem mais retorno ao capital investido; uma das conseqüências disso era a concentração de renda e de riqueza. Os estudos deram pouco enfoque à política de preços mínimos e seus impactos sobre o preço da terra.
- As políticas macroeconômicas alteram as condições de liquidez, influenciando sobre a rentabilidade dos ativos. Por outro lado, a inflação por si só não pode ser um fator que explique a elevação do preço da terra, pois os estudos constataram que, quando somente a inflação se destacava, os preços da terra se mantiveram estáveis em termos reais. Em geral, a comparação da rentabilidade entre a terra e os demais ativos tem sido bem explorada para exemplificar os efeitos da política macroeconômica sobre o preço da terra. E conforme já destacado anteriormente por Egler (1985), o elo entre os demais mercados e o mercado de terras é a taxa de juros.
- Em relação aos ciclos econômicos, não há uma opinião mais formalizada sobre a influência deste sobre o preço da terra, ficando em aberto se os preços da terra são pró-cíclico ou contracíclico. Os estudos não são conclusivos quanto a esta questão.
- Em especial para o Brasil, a estabilização econômica pós-Plano Real trouxe à mesa de discussões o seu impacto sobre os preços. Neste sentido, os estudos têm dado maior destaque aos preços das *commodities* agrícolas, recolocando a

importância da terra como ativo produtivo, e alertado para a instabilidade financeira, que reforça as características da terra como reserva de valor.

- Evolução da questão ambiental tem representado uma pressão para aproveitamento produtivo do solo e a produção de biocombustíveis e bioenergia, o que também poderá exercer pressões sobre o preço da terra.

Prosseguindo com seus estudos Malassise (2014) procurou identificar os principais estudos empíricos sobre o preço da terra agrícola no Brasil, estes foram agrupados no Quadro 1. Malassise (2014) a informa que dos estudos sobre o paradoxo do preço da terra, ou seja, o descolamento do preço da terra e de arrendamento ocorreu entre os anos 1975/76, tal fato é justificado porque neste momento que se estruturou uma base de dados específica sobre o preço das terras disponibilizadas pelo Centro de Estudos Agrícolas da Fundação Getúlio Vargas. Os primeiros dados foram divulgados em 1975 e apresentaram observações de preço da terra para o período de 1966-74.

A partir da constatação desse paradoxo, variáveis externas ao setor agrícola começaram a ser incorporadas nos estudos que buscavam explicar o preço da terra. No Quadro 1 são apresentados os principais estudos sobre o preço de venda da terra para o período que foi de 1960 a 2011. Estes tiveram por base algum instrumental econométrico de mensuração.

Quadro 1: Evolução dos estudos empíricos sobre o preço da terra no Brasil

<b>Estudo</b>	<b>Período</b>	<b>Abrangência</b>	<b>Variáveis Explicativas</b>	<b>Conclusões</b>
Oliveira e Costa (1976)	1966-1974	16 Estados Brasil	Preço recebido, preço pago, densidade viária, índice tecnológico e área agricultável total	As variáveis significativas foram: preço recebido, densidade viária e índice tecnológico.
Pinheiro (1980)	1966-1978	16 Estados Brasil	Relação preço da terra, a renda da terra e a inflação.	As evidências empíricas demonstraram que tanto a renda quanto a inflação são significativas.
Reydon (1984)	1970-1975	17 Estados do Brasil	Crédito Rural e fator de rentabilidade por homem ocupado.	O crédito e o nível de tecnificação representado pela rentabilidade por homem ocupado foram significativos

Brandão (1986)	1966-1984	Brasil	Crédito agrícola, preço recebido, hiato produto ( <i>proxy</i> de ciclo econômico)	Crédito significativo para terras de lavoura, preço recebido significativo para pecuária, hiato produto significativo para o todo.
Brandão (1988)	1966-1984	Região Centro Sul do Brasil	Crédito rural, hiato produto ( <i>proxy</i> para ciclos) e relação preço recebido/preço pago ( <i>proxy</i> para rentabilidade)	Crédito rural significativo, com maior elasticidade de preço para terra de lavoura que pastagem. Ciclo e rentabilidade não significativos.
Brandão e Rezende (1989)	1966-1986	Região Centro Sul do Brasil	Preços recebidos, produtividade, subsídio ao crédito	Significantes e positivas
Bacha (1989)	1970-1985	Minas Gerais	Preço recebido/preço pago pelo agricultor; taxa de juros do crédito rural; taxa de juros financeira; nível tecnológico, preço real dos insumos, <i>dummy</i> para <i>ITR</i> , inflação e taxa de cresc. Do PIB	As estimativas preliminares confirmaram os sinais esperados dos parâmetros.
Plata (2001)	1966-1999	Brasil	Renda da terra, inflação e <i>dummies</i> para modernização agrícola, Planos de estabilização Cruzado e Real	Todas as variáveis foram significativas e positivas. Destaca-se apenas que a <i>dummy</i> para inflação teve comportamento diferenciado.
Dias, Vieira e Amaral (2001)	Década de 90	Brasil	Crédito rural, preço recebido, preço pago, hiato produto, inflação e produtividade	Com exceção do crédito rural, que foi positivo mas não significativo, todas as variáveis foram positivas e significativas.
Michellon (2002)	1970-1998 1989-1996	Paraná	Ambiental – controle de erosão tem impacto no mercado de terras	Positivo para o controle da erosão

Gasques et al. (2006)	1977-2004	Brasil	Crédito rural, produtividade total dos fatores e valor bruto da produção	Crédito rural foi positivo e significativo tendo maior importância que a produtividade total dos fatores
Plata et al. (2011)	2002-2010	Brasil	Área destinada a reforma agrária e preço da soja	As variáveis foram significativas e positivas

Fonte: MALASSISE(2014).P. 71

A respeito destes estudos Malassise (2014) destaca que os estudos econométricos contribuíram de maneira significativa, em termos metodológicos, para as discussões sobre o preço da terra, resumidamente pode-se dizer que:

- Estudos com séries temporais destacam que: i) o preço da terra apresenta relação positiva com a rentabilidade do setor, medida pela relação entre o preço recebido e o preço pago pelo produtor; ii) a infraestrutura é relevante somente quando é insuficiente ou pequena para atender uma região; iii) a inovação tecnológica explica os diferenciais de preço entre as regiões (OLIVEIRA; COSTA, 1976); iv) entre os ativos financeiros, o Ibovespa apresenta relação inversa ao preço da terra; v) caso o modelo incorpore a razão entre a defasagem t-1 e t-2, quanto mais os preços da terra se elevarem em t-1, maior o preço da terra em t (BUENO, 2005);
- Em modelos *cross-section* log-log, destaca-se que: i) alta nos preços da terra não coincidem com alta no preço de arrendamento (PINHEIRO, 1980; BRANDÃO; REZENDE, 1989); ii) crédito rural permite ao proprietário da terra especular (PINHEIRO, 1980) e é mais significativo para terras de lavoura (BRANDÃO, 1986); iii) o arrendamento explica o preço da terra apenas para as regiões para as quais tenha sido significante (PINHEIRO, 1980); iv) o crédito rural apresenta baixa elasticidade quando no modelo aparece o preço pago pelo produtor (DIAS; VIEIRA; AMARAL, 2001); v) a inflação eleva o preço da terra e as variáveis ligadas ao uso produtivo da terra são mais significativas que as demais para explicar o preço (RAHAL, 2003); vi) para o período 1998-2009, o incentivo à produção de biocombustíveis elevou a elasticidade de uso da terra para o Estado de São Paulo, grande produtor de cana-de açúcar (BARROS, 2010);

Em modelos em que se utiliza a substituição intertemporal entre renda e preço da terra, a renda torna-se significativa independentemente da região e espelha o comportamento do agente, ajustando sua carteira de portfólio em termos de aversão ao risco (BRANDÃO, 1986);

- Em modelos de equações simultâneas, destaca-se que: i) as variáveis vinculadas à terra como ativo produtivo são mais significativas, seguidas pelas variáveis especulativas e do ambiente econômico (BACHA, 1989); ii) para 2002-2009, o preço da soja e a incorporação de áreas para reforma agrária pelo INCRA mostraram-se significantes e positivas para explicar o preço da terra (PLATA et al., 2011);
- Em modelos de equilíbrio geral, destaca-se que: i) o preço da terra de longo prazo se distancia do equilíbrio de curto prazo por interferência de fatores conjunturais; ii) ganhos produtivos elevam o preço da terra e, iii) após 1994, a estabilização da moeda, reforma agrária e o *ITR* têm impactos negativos sobre o preço da terra (PLATA, 2001);
- Em modelos log linear, destaca-se que: com uso de função Cobb Douglas, a taxa de câmbio, preço de arrendamento, índice de preço pago ao produtor são positivos, e a taxa Selic é negativa e significativa, considerando o período 1995-2008, conforme destacam Oliveira e Ferreira (2010).

Para Malassise (2014) nos trabalhos empíricos identificam-se diferentes modelos e possibilidades de estudo, destaca-se que os resultados foram ao encontro do que já havia sido apresentado pelos estudos teóricos-críticos. Algumas variáveis se destacam por serem utilizadas em vários estudos as principais são elas: a relação preço/recebido preço pago, o crédito rural, a infraestrutura, o *ITR*, os preços da soja e produtividade total dos fatores como variáveis importantes na determinação do preço da terra. Por outro lado, destacou que metodologicamente o tema ainda pode ser explorado com inclusão de variáveis e modelos alternativos.

Neste sentido a tese Malassise (2014) é um trabalho empírico que contribuiu em termos metodológicos. Sua tese teve como objetivo analisar o comportamento do preço da terra agrícola nos municípios do Estado do Paraná para o período de 1999-2010. Para isso, partiu-se da revisão bibliográfica dos principais estudos nacionais e internacionais sobre o tema, na qual identificaram-se os fundamentais determinantes do preço da terra, bem como os métodos utilizados.

Descreveu o panorama da evolução desses determinantes no Estado do Paraná, identificando-se a distribuição espacial dessas variáveis entre os 399 municípios do Estado. Na Análise Exploratória de Dados Espaciais, identificou-se a formação de 3 grandes *clusters* de preço envolvendo um cinturão na região Oeste para Norte. Estimou um modelo para o preço da terra agrícola utilizando-se da econometria espacial, com o qual se realizou a estimação via painel de dados espaciais.

No modelo proposto as variáveis estatisticamente significativas para explicar o preço da terra agrícola no Estado do Paraná foram: o valor bruto da produção agropecuária, a valorização patrimonial, o financiamento total à agropecuária, a relação investimento-receita municipal, o percentual da área plantada do município com soja e a incorporação da heterogeneidade espacial do preço da terra. O coeficiente de determinação foi elevado, situando-se acima de 84%, e indicou que os dados apresentaram maior ajuste intrapainel e em relação ao todo, sendo que os efeitos espaciais seriam mais intensos no próprio município e em relação ao todo. Em termos metodológicos identificou-se a influência dos efeitos de espacialidade sobre o preço da terra agrícola para todos os municípios do Estado do Paraná, destacando a importância da localização e da vizinhança na determinação de tal preço da terra.

Enquanto que Bonduki 2010 (apud Chang (2012)) retrata o processo de urbanização e seus impactos sobre os mercados de terras rurais a respeito da maior alíquota de cobrança do IPTU em relação ao ITR. E este é um dos principais motivos para que as prefeituras aumentem a sua arrecadação e, portanto, haja interesse em converter áreas rurais em áreas urbanas por parte das prefeituras. Consequentemente, esse processo desencadeia a especulação de imóveis fronteiros às áreas urbanas. O autor relata o presente tráfico de influência e corrupção do poder público de modo atender aos interesses de projeto e de incorporação, que se apropriam de áreas limítrofes às cidades e os ganhos provenientes destes loteamentos e nos investimentos de infraestrutura.

Chang (2012) investiga os fatores determinantes dos preços de venda da terra agrícola no Estado de São Paulo nos períodos de 1995 a 2010. Em sua abordagem contextualiza que nesse período houve certa estabilidade da moeda brasileira e vários ciclos de preços das commodities agrícolas no mercado internacional. Para isso estabeleceu três objetivos específicos: avaliar os impactos decorrentes do mais recente ciclo de expansão canavieira sobre o mercado de terras, verificou as modificações ensejadas pelas regulamentações impostas pelo avanço da cultura canavieira e averiguo também, os

impactos da expansão do reflorestamento e de outras atividades silviculturas para a geração de valor no setor agropecuário paulista avalia os impactos da urbanização sobre o preço de terras rurais e busca compreender, por meio da utilização de variáveis macroeconômicas, os impactos da especulação financeira nos mercados de terras.

A introdução do biocombustível na economia como fonte de energia alternativa ao petróleo e uma maneira de solucionar problemas relacionados ao aquecimento global emergiram algumas ressalvas a esta nova conduta e vieram reacender uma discussão acerca da escassez de terras agricultáveis para suprir todas as demandas e manter o bem estar da população mundial. Com isso, a expansão canavieira poderia causar o aumento no preço da terra, ao substituir áreas de culturas voltadas à alimentação para áreas voltada ao biocombustível, como também impulsionada pelos preços atrativos para o açúcar no mercado internacional e sobretudo pela nova fase do uso do biocombustível exerceria pressão sobre os preços de terras devido à grande presença desta cultura no Estado de São Paulo. A propagação do etanol e a prática de queimadas constantes levaram a problemas de saúde por parte da população, questionando deste modo à contribuição ambiental do programa.

Os resultados da dissertação de Chang (2012), as principais hipóteses de sua análise foram confirmadas econometricamente, pois os coeficientes das variáveis de ocupação das áreas agrícolas de cada EDR com cana-de-açúcar, a área colhida de eucalipto e avanço da urbanização foram positivos e estatisticamente significativos. O variável índice Ibovespa teve sinal contrário ao esperado na determinação de terras de segunda e a de pastagens, mas não foi estatisticamente significativo; para a variável taxa SELIC apresentou coeficiente positivo e significativo, o IGP-DI, também positivo e significativo. O crédito rural apresentou contrário ao esperado, mas não significativo. O valor bruto da produção agropecuária apresentou impacto positivo sobre os três valores de terras. A variável percentual de áreas mecanizável nos EDRs, os coeficientes foram positivos para as terras de pastagens e culturas de segunda; já para as terras de primeira constatou-se uma relação negativa entre eles e o percentual de área mecanizável é esperado pela razão de que a classificação de terras de cultura de primeira como tal implica que as mesmas sejam invariavelmente aptas à mecanização.

### 2.3 O PREÇO DO ATIVO TERRA EM OUTROS PAÍSES

Segundo Robinson (1985) o valor da terra pode ser estimado pela soma das rendas produtivas descontadas para o valor presente. Essa abordagem inclui, como: qualidade do solo, investimentos, fornecimento de água. Como também, a terra agrícola pode prover o desenvolvimento corrente e futuro: espaço de recreação e acesso à terra publica habitat selvagem e abertura de terras.

Bastian<sup>1</sup> (2002) ao explicar o preço da terra da região de Wyoming nos Estados Unidos utiliza de dados de informações geográficos (GIS) a fim de medir a facilidades de recreação e paisagem associadas a propriedades rurais. Um modelo de preço hedônico é especificado com medidas de GIS. O modelo é utilizado para estimar o impacto de características regionais (paisagem e recreação) e da produção agrícola sobre o preço da terra por hectare.

A demanda por terra pode ser devido à capacidade produtiva pelos agricultores. O preço da terra é influenciado pela demanda por casas de campos e amenidades locais na região da “Rocky Mountain”, a qual inclui terras públicas abundantes, oportunidades de recreação, vida selvagem e espaço aberto.

O potencial impacto do crescimento e a diversidade de benefícios associados com a terra agrícola sugere que a propriedade rural pode ser demandada em vários mercados; conseqüentemente, teremos dois mercados com objetivos totalmente diferentes quanto a finalidade da terra e tal conhecimento pode fornecer uma compreensão que algumas terras, por possuírem características específicas podem ser convertidos em terras não agrícolas e passar a ter outro uso como o direcionamento dessas áreas para moradia.

Alguns importantes componentes das amenidades incluem valores relacionados ao consumo e o não consumo. Os valores relacionados ao não consumo são vida de campo, fontes de água para divertimento, qualidade da água e cenário bonito (de difícil quantificação). A acessibilidade para o centro é importante para dar acesso a compras e a cultura para os moradores de campo, pois a população de Wyoming tem se tornado expressiva no ano de 2000.

A teoria da avaliação dos preços hedônicos conforme Rosen (1974) e Bartki (1987) é baseada no fato de que os bens no mercado são compostos de diferentes conjuntos de atributos ou características. Modelos de preços hedônicos incluem variáveis do sistema de informação global, as quais permitem inferir o impacto dos atributos da terra no valor da

---

<sup>1</sup> Vide BASTIAN, Chris T. et al. Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data. **EcologicalEconomics**, v. 40, n. 3, p. 337-349, 2002.

terra; dessa forma, o preço da terra é representado por um vetor  $Z_i$ , que nos dá o preço da terra. O vetor  $Z_i$ , para essa análise é baseado em duas definições de característica,  $Z_{ag}$  características relacionadas a produção agrícola e  $Z_{am}$  características dos atributos de amenidades.

Estas características nos levam a pensar em dois mercados segmentados: produtores agrícolas e demandantes de residência rural. Os dados para essa análise vieram de uma avaliação em folha das terras transacionadas e vendidas durante 1989 a 1995, usadas para avaliar o mercado de terra de Wyoming. Aproximadamente 1200 observações de venda foram selecionadas, a fim de permitirem uma precisa medida de GIS. As variáveis utilizadas no modelo hedônico foram a variável dependente o preço nominal por hectare, que em termos nominais são negativamente correlacionados com o deflator do produto interno bruto.

As variáveis independentes relacionadas à hipótese de influência da produção da terra por meio da produção agrícola são: pastagem e terras de campina; terras irrigadas; área de operação, total investido em melhorias por acre; porcentagem das áreas que possuem capacidade de carga da ferrovia; medida de fluxo na propriedade; total de áreas arrendadas dividido pelo total de áreas; medida da densidade do pescado por área; distância do limite da propriedade para a cidade de 2000 mais próxima; a população ou parte de uma população de animais de forma generalizada e registrada em documento dentro da área de cobertura, durante todas as estações do ano. Essa totalidade de animais da região é dividida por acre; o índice de diversidade com alcance entre 0 e 1, dado segundo ao tipo de terra ocupada. Região oeste valores 1 indica que a região é do oeste e valores 0 são para as demais regiões. E as variáveis de interação são: região oeste e índice de diversidade, região oeste e densidade do pescado por área, região oeste e população de animais dentro da área de cobertura.

Na estimação do modelo Bastian (2002) não há a transformação do modelo em BOX-COX devido à maioria das variáveis explicativas terem valores, que podem ser igual a zero e, portanto, não serem transformados (GREENE, 1993). As formas de modelos estimadas foram: o modelo linear simples, o modelo semi-logaritmico e o modelo quadrático. Os modelos: linear e semi-logaritmico são igualmente preferíveis devido ao ajustamento da regressão, enquanto o modelo quadrático, além de apresentar o menor ajustamento, tornou-se inadequado por deixar duas variáveis: (área de operação e área de operação ao quadrado) insignificantes.

Vários testes foram realizados para verificar a presença da heterocedasticidade: o fator de inflação da variância e a análise de correlação da variável independente. No entanto em nenhum destes verificou consistência. Somente, no teste de Breusch-Pagan e de White fora possível detectar a presença da heterocedasticidade e, desta forma, White (1980) indica que há inconsistente a matriz de covariância dos  $B$ 's (coeficientes) estimados; e segundo Anselin e Rey (1991) a análise de modelo de preços hedônicos (HPM) são análises inerentemente espaciais e podem conduzir ao incorreto teste de hipótese, por apresentarem observações correlacionadas espacialmente.

Então testou-se o multiplicador de Lagrange por erro espacial e o multiplicador de Lagrange pela dependência na vizinhança espacial. Com isso, chegou-se à conclusão que embora pudesse rejeitar a hipótese nula de ausência na correlação espacial, o problema da heterocedasticidade dado pelo teste de White e Breusch-Pagan eram muito elevados.

Os resultados da análise empírica dos modelos semi-log e linear obtiveram os seguintes resultados: a variável região oeste e população de animais dentro da área de cobertura teve coeficiente negativo, indicando um decréscimo na região oeste de Wyoming no valor da terra. Acredita-se que a extensão de terras públicas ocupadas durante a temporada de caça influencia o preço da terra; medida da densidade do pescado por área e região oeste e densidade do pescado por área ajuda explicar uma parcela do preço, a variável é significativa na estimação linear na parte oeste de Wyoming, mas não para todo o estado.

Os índices de diversidade, em todo o estado, e o índice de diversidade a oeste, apresentaram coeficientes positivos. O resultado indica que a visão da diversidade é maior do que a uniformidade e, portanto, tem mais alto valor. A visão de diversidade compõe paisagem, relevo e associação à vida de campo; as variáveis o índice de diversidade a oeste e medida da densidade do pescado por área a oeste não apresentaram sensibilidade na variação regional para o modelo semi-log, apenas para o modelo linear; a distância urbana e social foi significativa nos dois modelos, isso indica que quanto mais distante a propriedade for do centro urbano, mais agricultável é a área e, portanto, maior será o preço por acre.

A agricultura de produção ligada ao pasto e as culturas irrigadas são significantes para ambos os modelos; o investimento de capital é significativo para ambos os modelos; porcentagem das áreas que possuem capacidade de carga da ferrovia é positivo e significativo no modelo linear, enquanto no modelo semi-log não foi significativo devido à

insensibilidade deste modelo à distância da linha de trem; o tamanho da propriedade tem coeficiente negativo e é significativo em ambos os modelos. Isso indica que o valor marginal da propriedade decai com o tamanho da propriedade; a variável total de áreas arrendadas divididas pelo total de áreas não foi significativa e com sinal negativo, teve como resposta incompatível com as pesquisas anteriores, pois interesses não agrícolas requerem cortesia, e não se espera associar o valor das alocações de terras para a finalidade de pastagem. Como sublocações são proibidas, e as propriedades em que há oportunidades para revenda de seguro são mínimas; a tendência ao longo do tempo, é positiva e significativa.

Em Wyoming os preços da terra cresceram durante o período estudado. A demanda por terras com características de recreação e cenário e espaços abertos obteve crescimento com a imigração populacional e para áreas menos urbanizadas. Isso tem causado pressão na competição por terras agrícolas.

Ao analisar o preço da terra Kilian<sup>2</sup> (2011) retrata o impacto da política de agricultura comum na renda da terra, especificamente, para a Alemanha na região de Bavarian. Na Europa a política de subsídio à agricultura e pecuária é bastante visível no início do século XXI até a primeira década deste século e assim criou-se duas vertentes a respeito do subsídio do governo os a favores e os contra o subsídio. No entanto o autor argumenta contra os adeptos do governo sobre o subsídio concedido ao setor agrícola, alegando que deste modo, as políticas que têm a finalidade de beneficiar o setor agrícola (preço da terra, subsídios de produção) causam algum grau de capitalização dentro da agricultura, como a mudança no preço da terra, e conseqüentemente o mais alto valor da terra aumenta os custos de produção e decresce a eficiência setorial devido à grande entrada de capitais e expansão dos custos. Ambos os efeitos resultam no decréscimo da competitividade internacional.

Em a Europa a política de agricultura comum tem sido reformulada de tempo em tempo com a Reforma de 2000 transformou a política de preço progressivo dentro do pagamento por área e pagamento animal na implementação do *Single Payment Scheme* (SPS). No ano de 2003 a reforma de Fischler, pagamento animal e pagamento por área foram convertidos em *Single Farm Payment* (SFP). Logo a investigação de Kilian é buscar responder se a troca na política tem impacto no valor da terra e o autor começa a análise

---

<sup>2</sup>Vide KILIAN, Stefan et al. Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. *Land Use Policy*, v. 29, n. 4, p. 789-797, 2012.

com os três tipos diferentes de modelo implementados que são: Modelo Histórico, Modelo Regional, Modelo híbrido.

O modelo histórico de pagamento refere-se ao total de pagamentos agrícolas que foram assinados dentro do período de referência dos anos 2000 a 2002 e esse pagamento é feito pela média dos hectares agricultáveis no período de referência. Enquanto que no modelo regional a soma de pagamento em uma região (país) é recebida à média entre os anos 2000 e 2002 dividido pelos hectares agricultáveis no primeiro ano da implementação nestes países. No modelo híbrido é uma mistura dos dois modelos histórico e regional e, portanto, tem parte do pagamento do modelo regional e parte do pagamento histórico.

A Figura 1 representa o mercado de terras com a análise da reforma de Fischler, assim, no eixo vertical está o preço da terra e no eixo horizontal o número de hectares. Como se pode observar o valor da terra é continuamente decrescente da esquerda para a direita;  $VMP_{land}$  representa a curva de demanda de terra. O  $VMP_{land}$  será positivo até o valor de “Ama”; e assim só ocorrerá produção na quantidade de hectares inferiores à “Ama”. Isto pressupõe que o custo de manter a terra ociosa na condição cultivada é dado em “mc”. Denota também que o ponto no qual o custo da terra ociosa é igual ao valor do produto marginal.

O parâmetro “a” é a área de pagamentos por cultivo e o aumento de áreas com pagamento são capazes de deslocar a curva do valor do produto marginal para direita e para cima ( $VMP_{land}$ ). O grau de alpha é a elasticidade de substituição entre o fator terra e outros fatores; e onde “b” é o pagamento por animais exposto na propriedade e beta é o coeficiente no qual o pagamento animal é capaz de deslocar o Valor do Produto Marginal da terra.

Figura 1: Preços no mercado de terras antes da Reforma de Fischler.



análise teórica mostra que se existisse mais SFP do que terra, a capitalização de pagamentos dentro do valor da terra poderia não declinar, mas poderia ter crescido depois da reforma de 2003. Isso se deve ao fato de que novos *Single Farm Payment* estão acoplados às terras da mesma forma que a antiga área de pagamentos. Conclui-se que, com a maior capitalização, os produtores de leite e demais produtos poderiam repassar esses custos para o preço do leite, açúcar e outros.

Os dados das variáveis dependentes são os preços de aluguel das fazendas da região da Bavarian, dado pela média do preço a nível municipal e as suas estratificações de amostra randômica em 2005 e o preço das terras cultiváveis. As variáveis independentes utilizadas para explicar o preço da terra alugada foram as 11 variáveis *dummies* para contar 12 regiões diferentes, capazes de definir a estrutura natural (solo, clima, altitude e topografia). Inclui-se na análise indexador de qualidade do solo; média do tamanho da área de cultivo, a qual influencia o preço da terra positivamente, uma vez que não é igual para todas as regiões; a relação da área alugada pela área total; essa é esperada relação negativa entre o preço, devido a maior competição e por assegurar menor oferta de terras; o número de fazenda por 100 ha influencia o preço positivamente, devido ao aumento de competição por terras por serem propriedades pequenas; Participação do total de área rural no município, mede o quanto o município é urbanizado, essa variável pode captar a influência da demanda por terra não-agrícola e tem influência negativa no preço da terra devido à proximidade à áreas urbanas e pôr fim a dificuldade de se empregar técnicas agrícolas de escala e a restrição no cultivo; a variável biogás instalado refere-se ao impacto na demanda por terra, devido ao aproveitamento de substratos e resíduos na propriedade.

A investigação dos pagamentos no preço da terra é dada pelas seguintes variáveis: o pagamento desacoplado com a reforma de Fischler em 2005; o pagamento direto regional corresponde ao pagamento pelo tamanho da área coberta pelo plano; e o pagamento direto histórico corresponde o pagamento por animais presentes. Também, foram incluídas na análise áreas menos favorecidas e área de pagamento ambiental. A variável *Share new rental contracts* foi criada a partir da soma das duas variáveis: pagamento direto regional e pagamento direto histórico, e o resultado dessa soma foi multiplicado pela porcentagem dos novos contratos a partir de 2005.

Nos resultados da regressão o teste de Breusch-Pagan e teste de White indicaram a heterocedasticidade em ambos as regressões. Então utilizou-se o diagnóstico da estimação de mínimos quadrados de dois estágios com a variável instrumental os pagamentos em

2007, pois essa apresenta correlação superior à 0.9, para os pagamentos em 2005. Analogamente, o ano diferente serve como um bom instrumento na regressão; o teste de Hausman confirmou a endogeneidade da variável desacoplada do pagamento e sugere a técnica da variável instrumental. Enquanto o teste de Wald às variáveis dummies da produção agrícola regional são significantes; a região 6 foi escolhida como referência por ser a mais produtiva e, portanto, as demais apresentaram o sinal negativo que é esperado, com exceção da região 5 que é vizinha da região 6, embora tivesse coeficiente positivo esse não foi significativo.

O preço da terra aumenta com a qualidade da terra; o tamanho da terra teve sinal positivo por influenciar o custo médio; a relação da área alugada pela área total, teve sinal positivo confirmando a hipótese de que o aluguel da terra aumenta com o aumento da competição. O número de fazendas por 100 ha é uma estrutura pequena para fazenda e apresentou coeficiente positivo e aumentando portanto a pressão por fazendas pequenas para expansão. A variável biogás instalado apresentou coeficiente positivo, devido a competição por terras que possuam esse sistema. A participação do total de área rural no município aumenta com a queda no preço confirmando a hipótese de que áreas mais próximas da cidade tenham restrições nas práticas agrícolas.

A influência dos pagamentos diretos sobre os preços de aluguel é altamente significativa, tanto para preço de arrendamento da terra de cultivo quanto para o preço da terra utilizada na agricultura; o pagamento direto, por sua vez, é dividido em dois componentes: histórico e regional. O montante da distribuição desses subsídios (histórico e regional) não muda muito com a reforma de Fischler, pois grande porção do preço da terra nos dados foi baseada em contratos pré-datados a 2005, portanto, os coeficientes dessas duas variáveis retratam a maior extensão da capitalização antes da reforma de Fischler, pois tendo em visto que o pagamento regional representa o pagamento por área de cultivo. Pagamento regional é maior do que o pagamento histórico que representa o pagamento animal. Isto confirma a consideração teórica que um subsídio no fator terra é capitalizado maior no valor da terra do que nos produtos, pois  $\alpha > \beta$ .

A diferença na proporção de capitalização, anteriormente, antes e após a reforma é dado pelo pagamento direto (soma do pagamento histórico e do pagamento regional) compartilhado pelos novos contratos, pois os coeficientes dessa variável construída são positivos e significativos, logo podemos concluir que a taxa de capitalização é maior nos contratos recentes de aluguel.

Resumindo os resultados; os preços da terra, o grau de capitalização do valor da terra não decresceu devido à reforma de *Fischler Reform*, o resultado empírico é somente valido para a região da Bavaria Alemanha, Swinnen (2008) argumenta que a escassez de *Single Farm Payment* e comércio dos direitos estão a margem de discussão, logo os pagamentos são muito pequenos e alguma porcentagem desses direitos não é reativada. No entanto, caso esses pagamentos mantivesse o alto preço da terra, conseqüentemente, criaria barreiras para o ajustamento estrutural para entrada de novos fazendeiros e comprometeria à competitividade da Europa na agricultura.

Ao analisar o preço da terra Yokoi (2012) trata de modelos espacialmente auto regressivos com matrizes de uma única direção para determinar o preço da terra. Posteriormente, faz uma comparação entre modelos auto regressivos mútuos e modelos auto regressivos de uma única direção.

O autor acredita que os modelos auto regressivos espacialmente mais adequados são a aplicação de modelos de séries temporais, que incorporam o modelo espacial (network) com estrutura de covariância, os quais são frequentemente negligenciados em econometria; genericamente, usa-se a interdependência mútua. Mas, em alguns casos é presumível que existe somente uma direção de dependência e não a dependência mútua proposta por Ando (2004). Com isso, o pesquisador investiga um modelo auto regressivo multi direcional e unidirecional do preço da terra do Japão na cidade de Fukui City.

Existe um pressuposto implícito para o qual a interdependência é mútua em muitas literaturas de econometria espacial, como apontado por Anselin (1998) havendo também modelo que torna, simplesmente, uma regressão ordinal assim, assume-se que algumas amostras afetam as outras, mas essas não são afetadas pelas amostras que afetaram-nas, isto é, o preço da terra em um distrito central de negócios de uma ampla área metropolitana são determinados independentes e aquelas outras áreas metropolitanas depende do preço da terra da área do distrito central de negócios.

Deste modo, o preço da terra é determinado por atribuições locais, logo a previsão do preço da terra será fortemente influenciada pelo preço da terra na vizinhança. Mas, se o lugar é menos acumulador de capital; isto é: segundo a hipótese do autor a terra terá forte influência na terra vizinha somente se partir de uma região central (área mais próxima da urbanização) para uma região mais longínquo da urbanização, neste modelo desconsidera os efeitos da vizinhança em regiões vizinhas que apresentem longe da urbanização. Que

seus preços podem ser desconsiderados como critério na previsão, pois a interdependência do preço da terra pode ser causada pela competição no mercado de terras.

A interdependência é presumida no preço da terra da localização ( $y_i$ ), como também, é presumível que a interdependência da localidade “j” com a localidade “i” ocorrerá apenas se a relação da relativa acumulação urbana ( $x_j/x_i$ ) for maior do que o limiar “h” proposto, previamente no trabalho utilizou-se a densidade populacional como proxy da acumulação de capital; o autor concluiu que haverá diferentes matrizes de pesos conforme o valor de “h”.

No modelo proposto por Yokoi (2012) o preço da terra é determinado por dois fatores: o primeiro fator inclui atributos socioeconômicos, por exemplo, razão de área construída; enquanto o outro carrega determinantes psicológico e especulativo, por exemplo, o preço da terra na vizinhança devido à especulação coloca que o preço da terra será mais afetado pela extensão do preço da terra no centro regional.

O modelo possui as seguintes variáveis: uma variável dependente o (preço da terra em 2006). E as seguintes variáveis independentes: tamanho dos terrenos, distância da estação ferroviária mais próxima, *dummy* para o variável consumo de gás, *dummy* para drenagem, porcentagem da razão área construída e área do terreno, *dummy* casa de madeira, população por quilômetro quadrado e distância do centro da prefeitura. A regressão do modelo espacial é por meio da formula máximo-verossimilhança.

A especificação da Matriz de peso é dada pela distância da localidade i e j, mais o parâmetro alpha parâmetro no qual a distância decai mais, rapidamente, e deixa de ser contíguo. Logo na matriz de peso da equação (6) presume-se que a influência entre duas áreas depende de suas distâncias e do parâmetro alpha de forma inversa à distância; na equação (7) refere-se ao total de influência que uma área recebe é fixa, e na equação (8) calcula-se a matriz de peso pela relação entre a densidade populacional da localidade i com a localidade j, caso seja maior do que o parâmetro h, haverá influência entre as regiões.

$$W_{1ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^\alpha, & \text{se } i \neq j \\ 0, & \text{caso contrário} \end{cases} \quad (6)$$

$$W_{0ij} = W_{1ij} / \sum_{k=1}^N W_{1ik} \quad (7)$$

$$W_{ij} = \begin{cases} W_{0ij}, & \text{se } i \neq j, X_{j7}/X_{i7} \geq h \\ 0, & \text{caso contrario} \end{cases} \quad (8)$$

$$y = \rho W_y + X\beta + \epsilon, \epsilon_i \sim IN(0, \sigma^2). \quad A=I-\rho W \quad (9)$$

Estima-se um modelo empírico (9) com a função de máximo-verossimilhança (10).

$$\mathcal{L}(\rho, \sigma^2, \beta) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) + \log|\det A| - \frac{n}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} (Ay - X\beta)'(Ay - X\beta) \quad (10)$$

Com isso, são examinados vários valores de alpha (0.5,1,2) e h (0,1,2,3,4). Assim, têm-se diferentes valores dos estimadores para diferentes valores de h<sup>3</sup>. No caso onde h=0, o da mútua conexão entre a amostra e a vizinhança, os coeficientes de quatro parâmetros são significativos e três deles têm o sinal correto de acordo com a teoria econômica. O coeficiente B3 é o fornecimento de gás significativamente positivo; o coeficiente B5 é a razão da máxima área construída pela área da terra; e B7 é a densidade populacional, ambos significativamente positivos. Ao se estudar o parâmetro alpha = 0,5 e variando o valor de h de 0 a 5, nota-se que o parâmetro B5 deixa de ser significativo para valores de h>3 indica que mutualidade entre as variáveis vizinhas possa ser uma hipótese forte; o mesmo acontece para alpha=1. Enquanto que para alpha=2 não há diferença entre modelos unidirecionais e multidirecionais.

Visto está hipótese teórica empírica, testaram os modelos de uma única direção e o modelo multidirecional através da simulação de Monte Carlo. Assim, a única direção será nomeada como modelo sem especificação de viés; o modelo multidirecional será nomeado como modelo com especificação de viés. No primeiro a matriz de peso será unidirecional e no segundo a matriz de peso será multidirecional.

É feita a regressão com máximo-verossimilhança em ambos os casos, sendo também estimados os valores p de -0.9 a 0.9 da probabilidade máximo-verossimilhança para os dois modelos e três casos de tamanhos de amostra. Esse processo é conhecido como simulação de Monte Carlo<sup>4</sup>. Por fim, constatou-se que mesmo aumentando o

<sup>3</sup>Vide em YOKOI, Takahisa; ANDO, Asao. O artigo: "One-directional adjacency matrices in spatial autoregressive model: A land price example and Monte Carlo results." *Economic Modelling*, v. 29, n. 1, p.81.

<sup>4</sup> Vide Simulação de Monte Carlo no apêndice. E o resultado desta simulação Monte Carlo de amostra com tamanho de 400 em: YOKOI, Takahisa; ANDO, Asao. No artigo: "One-directional adjacency matrices in

tamanho da amostra não é possível que o modelo multidirecional apresente os valores esperados da probabilidade de máximo-verossimilhança, enquanto no modelo unidirecional, com o aumento da amostra os valores de p estimado aproximaram-se cada vez mais dos valores esperados. Conclui-se então que o modelo de mútua direção possa ser uma hipótese forte.

Ao investigar o preço da terra, Pascale<sup>5</sup> (2015), num contexto do rápido desenvolvimento do cultivo de soja geneticamente modificada na Argentina, realizou uma análise hedônica de valores de terrenos agrícolas e a investigação dos sistemas de posse de terra. Na Argentina adotou o cultivo da soja geneticamente modificada em 1996, abrangendo uma área de 19,5 milhões de ha, que é a terceira maior exportadora de soja do mundo.

Os fundos agrícolas são compostos por agricultores que pretendem estender sua escala de produção: como colheita temporária (geralmente uma plantação temporada) para arrendar terras; serviços para as operações principais de cultivo (plantio, pulverização e colheita) e às vezes para o transporte. Esses recursos são provenientes dos investidores do setor bancário, companhias financeiras, como da agroindústria para fornecer os insumos para financiar a produção de soja.

No entanto, o sucesso do "modelo sojero" e sua sustentabilidade no longo prazo tornou-se preocupação para vários Carreño (2012) e também para Gavier-Pizarro(2012). Estes autores documentaram o impacto negativo do modelo sojero. A literatura do valor da terra sugere que atribuições biofísicas da terra, e o valor da terra pode variar com a contaminação potencial do meio ambiente, de acordo com Boisver (1997) exaustão e degradação do solo. Já Sills (2009) aponta a importância da rotação de cultura.

Outros adeptos enfatizam as implicações da fertilização da terra, como prática de conservação e melhoramento da terra no longo prazo, reflete no valor da terra, como é visto no artigo de (SOULE, 2000; MYRÁ, 2007; ABDULAI, 2011).

Ricardo 1821 (apud Pascale (2015)) desenvolveu três tipos de modelos teóricos Modelo de demanda e oferta (DSM) e o modelo de valor presente líquido. O modelo hedônico de preço (HPM) implica que a terra é um bem heterogêneo constituído por um conjunto de características  $Z = (z_1, \dots, z_k, \dots, z_K)$ , como tendo as propriedades distintas

---

spatial autoregressive model: A land price example and Monte Carlo results. *Economic Modelling*, v. 29, n. 1, p.85, 2012.”

<sup>5</sup>Vide PASCALE, PHELINAS; JOHANNA, CHOUMERT. Determinants of agricultural land values in Argentina. CERDI, 2015.

uma das outras, seja através de suas características intrínsecas como das extrínsecas. O cálculo do preço agregado com respectivo conjunto de variáveis  $z_k$ . Assim a análise empírica requer a regressão dos preços das propriedades pelas suas características.

Pascale (2015) coletou dados das fazendas localizadas na província dos Pampas, região da Argentina. Historicamente essa região foi onde se concentrou da agricultura da argentina e onde o solo possuiu a maior produtividade potencial. Os dois estudos foram realizados em Junín, na província de Buenos Aires e São Justos na província de santa Fé.

O procedimento de amostragem utilizado foi a amostragem de multi-estágio a qual consiste em primeiro momento dividir o território em 110 milhões de ha, no qual é feito um sorteio randômico selecionado para tal província.

Pascale (2015) considera que o preço da terra coletado por entrevista aproxima o valor de mercado e apresenta três argumentos convincentes: o primeiro é que os fazendeiros são a melhor informação dentre os vários atributos de suas terras cultivadas; o segundo as pessoas entrevistadas não tinham qualquer incentivo para mentirem o valor de suas terras. E terceiro a revisão de literatura sugerida por (BOISVERT, 1997; MERRY, 2008; PALMQUIST, 1997; SILLS, 2009) sugerem que os valores da terra observados podem ser utilizados como proxies para observações de mercado.

A variável dependente foi o valor da terra por hectares em dólares e as variáveis independentes, de uma forma genérica, foram: alta qualidade do solo; baixa qualidade do solo; variáveis de distância da rodovia mais próxima; variáveis de chuva caso essa torne difícil o acesso à propriedade; rotação de cultura ou cultivo de pasto; definição do proprietário da terra caso esse seja uma pessoa física ou jurídica ou se é cultivada pelo próprio dono ou alugada; superfície plantada; porcentagem de soja plantada; e área construída.

No modelo de análise econométrica Palmquist (1989) e Ma (2012) testaram o modelo Box – Cox:

$$P_i^{(\theta)} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^k \alpha_k * Z_{ik} + \sum_{m=1}^M \beta_m * D_{im} + u_i \quad (11)$$

Onde  $P_i$  é o valor da terra;  $k$  a quantidade de variáveis;  $D_m$ , a quantidade de variáveis  $M$  que são qualitativas.  $P_i$  é a transformação Box-Cox, onde a transformação do valor da terra por hectare será:

$$P_i^{(\theta)} = (P_i^{(0)} - 1)/\theta \text{ Separa todo } \theta \neq 0, \text{ ou } P_i^{(\theta)} = \ln P_i \quad (12)$$

O modelo determinado pelas equações 11 e 12 foram analisados para diferentes valores de  $\theta$ . A estimação procedeu de um sistema Box-Cox linear e constatou-se que o valor  $\theta=0,14$ . Porém para simplificar o cálculo utilizou-se o valor do parâmetro igual a 0. Logo foi feito o teste do parâmetro com restrição (valor = 0) e sem restrição (valor = 0,14), o teste segue assintoticamente a função  $\chi^2$  com dois graus de liberdade. O resultado foi que  $\theta = 0$  é aceitável com uma significância de 5%. Consequentemente, o modelo de regressão passou a se a fórmula log-linear com a utilização do método de mínimos quadrados, para estimação de preços hedônicos.

Nos resultados da análise o modelo é capaz de explicar 34% da variação nos preços da terra; a parcela das províncias de Buenos Aires é mais valiosa do que as localizadas na de Santa fé, pois a maioria das propriedades da província de Buenos Aires estão localizadas mais próximas de cidades mais desenvolvidas que, por sua vez, mais próxima do mercado consumidor, economia local, de bens públicos locais; área residenciais desenvolvidas.

A boa qualidade da terra tem influência positiva nos preços da terra; como a qualidade inferior tem influência negativa no preço da terra e ambos são significativos; as variáveis relacionadas às acessibilidades e dificuldades no acesso da propriedade rural (causada pela chuva ao dificultar o acesso à propriedade rural) foram significativas a 5% e distância do mercado também foi significativa a 1%; enquanto a variável distância da estrada não foi significativa. Na variável binária para distância superior a 10 Km obteve-se o sinal esperado à 10% de significância.

As terras de lavouras têm mais valores do que as terras pastoris. No entanto, ao se comparar a terra que tem rotação de cultura com relação as terras que não possuem rotação de cultura percebe-se que a monocultura de soja tem valores positivos e significativos; enquanto, aquelas que apresentam rotação de cultura tem valores positivos e significativos porém superiores a de monocultura. Evidencia-se a externalidade negativa da monocultura e que esta prática está associada à perda do valor da terra.

A posse da terra é variável significante para o preço da terra. Notou-se ao longo da pesquisa que tanto a pessoa física, quanto a jurídica para o caso do próprio dono da terra realizar a lavoura apresentaram valores negativos no valor da terra. Por outro lado, as terras arrendadas em ambos as modalidades pessoa física e jurídica apresentaram valores

negativos, ainda menores do que as terras cultivadas pelo próprio dono. A respeito da posse da terra conclui-se que dentre todas as modalidades a terra, para pessoa jurídica, apresenta o melhor desempenho e as terras arrendadas tiveram o maior valor da terra.

Apesar do fato de que as formas não proprietárias de ordenamento do território alcançaram altos padrões de profissionalismo e eficiência produtiva da terra, os agricultores ainda atribuem maior valor a forma tradicional de gestão proprietários-cultivadores.

No sentido de ampliar o escopo do referencial teórico, considera-se necessária a incorporação dos estudos internacionais sobre o tema, pois podemos ter condições específicas que diferenciam o Brasil dos demais países e/ou ter condições similares a outros países, desta fora estes estudos podem contribuir para uma melhor compreensão sobre as variáveis que interferem no mercado e sobre o preço de terras agrícolas. Assim, busca-se no próximo tópico destacar estes estudos.

Quadro 2: Revisão de literatura estudo internacional sobre o preço da terra.

<b>Autores</b>	<b>Período</b>	<b>Abrangência</b>	<b>Variáveis Indep.</b>	<b>Conclusão</b>
Bastian (2002)	1989 a 1995	Região de Wyoming nos Estados Unidos	Terras de campina, terras irrigadas, Área de cultivo, área que possui capacidade de carga ferroviária, medida de fluxo na propriedade, área arrendada, distância até a cidade, índice de densidade demográfica, região ser oeste.	Em wyoming a demanda por terras com características de recreação, cenário e campos abertos obteve crescimento com a imigração populacional e para áreas menos urbanizadas. Isso tem causado competição no mercado de terras agrícolas.
Kilian (2011)	2005	Província de Bavarian Alemanha.	Regiões Agrícolas, qualidade do Solo, tamanho da propriedade, Número de fazendas por 100 ha. Subsídio pelo pagamento histórico, subsídio pelo pagamento regional, contrato de arrendamento, instalação de bio-gás, novo contrato de arrendamento.	Os preços da terra, o grau de capitalização do valor da terra não decresceu após a implantação da Reforma de Fischler.
Yokoi (2012)	2006	Cidade de Fukui no Japão	Tamanho dos terrenos, distancia da estação ferroviária, consumo de gás, razão área	Constata-se que mesmo aumentando o tamanho da amostra não é possível que o modelo multi direcional apresente os valores esperados da

			construída e área do terreno, drenagem, casa de madeira, densidade populacional, distância até a prefeitura da cidade.	probabilidade de máximo-verossimilhança, enquanto no modelo unidirecional, com o aumento da amostra os valores p estimados aproximaram-se cada vez mais dos valores esperados
Pascale (2015)	Jul. Ago. de 2011	Junín na província de Buenos Aires e São Justos na província de Santa Fé Argentina	Alta qualidade do solo, baixa qualidade do solo, distância até a rodovia mais próxima, Cultivo por pessoa jurídica e física, cultivo pelo proprietário e arrendador, acesso dificultado por chuva, área cultivada por alguma cultura e área cultivada por soja	As terras arrendadas para ambas as modalidades pessoa física e pessoa jurídica apresentaram melhor desempenho e, portanto, maior preço da terra. Entre as modalidades, a pessoa jurídica tem terras de maior valor.

Fonte: Elaboração própria

### **3 A ECONOMIA E O PREÇO DA TERRA EM SANTA CATARINA E AS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIA**

Este capítulo apresenta o panorama da economia catarinense ao tratar das principais atividades para cada região e aquelas atividades mais capazes de afetar o mercado de terras; o turismo rural, as características do turismo rural e a atuação deste na valorização do preço da terra; o preço da terra, em Santa Catarina, e, assim, é feita uma análise comparativa da terra em Santa Catarina com os outros Estados. É realizada outra análise comparativa para as diversas classes de terra: terra de primeira, terra de segunda e outras; as características da região Oeste de Santa Catarina; a descrição dos valores das variáveis agropecuárias no mapa, assim, é possível identificar as regiões que apresentaram os valores mais altos para essas variáveis.

### 3.1 AS ATIVIDADES ECONÔMICAS DE SANTA CATARINA.

Ao fazer um panorama da atividade econômica de Santa Catarina na atualidade segundo Santa Catarina (2015) a tarefa de cunho econômico manifesta-se por meio da segmentação em pólos: agroindustrial (Oeste), eletrometalomecânico (Norte), madeireiro (Planalto e Serra), têxtil (Vale do Itajaí), mineral (Sul), tecnológico (Capital) e turístico (praticamente todo o Estado). Essa aglomeração não restringe que os municípios e regiões executem especialidades distintas, fortificando, desse modo, outros segmentos. Faz-se necessário salientar o caso da tecnologia. No ano de 1992, fora desenvolvido o primeiro parque tecnológico do Estado (Tecnópolis) em Florianópolis, a fim de progredir a economia local com uma indústria não-poluente, que não prejudicasse a vocação turística da ilha. Ao passar dez anos, Blumenau (têxtil) e Joinville (metalomecânico) comportaram núcleos para o desenvolvimento de softwares, os quais competem com a capital.

No pólo agroindustrial a oeste catarinense, abarca mais de 3,7 mil indústrias, que trabalham 100 mil pessoas, aglomerando a maior parte da produção de alimentos do Estado. O complexo agroindustrial tem participação de 38,3% das exportações catarinenses. São quase US\$ 1 bilhão anuais em carnes de frango e suínos.

No pólo florestal localizado em planalto e Serra encontra-se o maior parque moveleiro da América Latina, com 82 mil postos de trabalho e almejou exportações que excedem o valor de US\$ 800 milhões anuais, que corresponde a quase um quarto do total comercializado por Santa Catarina.

No pólo eletrometalmeccânico situado ao Norte do Estado, que abrange mais de 5,3 mil indústrias, tem-se a responsabilidade de 24,8% das transações internacionais do Estado, auxiliando com a média de US\$ 700 milhões para a balança comercial. O referido pólo comporta 112 mil funcionários.

No Vale do Itajaí, situa-se o pólo têxtil, que é a maior concentração de indústrias do setor na América Latina, em um total de 8.321 indústrias. Essa parcela exporta um valor acima de US\$ 260 milhões (3,2% do volume estadual) e, dos setores industriais, é o pólo que demanda mais funcionários, 155 mil pessoas.

O pólo mineral na região sul contempla os segmentos carboníferos e cerâmicos, juntos, registram uma capacidade mais de 2.100 empresas equivale a 5,8% das exportações do Estado (US\$ 141 milhões). Das empresas catarinenses, que trabalham com cerâmica,

destinam-se 60% da produção brasileira de pisos e revestimentos. Ao participar com 47% do total nacional, o Estado de Santa Catarina é considerado, também, o maior gerador de carvão mineral do Brasil.

O pólo tecnológico no Estado de Santa Catarina abarca mais de 1.600 organizações de tecnologia. Tais organizações faturam R\$ 1 bilhão ao ano, de modo que contratam 16,8 mil funcionários. Uma extensa parcela do setor está aglomerada em Blumenau, Florianópolis e Joinville.

O pólo pesqueiro, conforme postula Acobar (2005), Associação Brasileira de Construtores de Barcos, há, formalmente em Santa Catarina, 41 estaleiros de barcos de pesca, com 2,2 mil trabalhadores. No que tange à pesca artesanal, esta contempla a quantidade de 6,1 mil embarcações e 25 mil pescadores que retêm 21 mil toneladas de pescado, o que ocasiona a fatura de R\$ 95 milhões. Com isso, registram-se 12,6 mil embarcações de pesca, 748 de passageiros, 14,7 mil de esporte e recreio, 58 marinas e iate clubes e 49 oficinas de náutica e lojas.

No pólo turístico, as cidades catarinenses recebem, no verão, 4,3 milhões de turistas – que englobam os 500 mil catarinenses, estes assumindo a posição de viajantes dentro do próprio Estado – e arrecada em torno de US\$ 1,5 bilhão. É importante mencionar que existem 2 mil meios de hospedagem instalados, meios esses que evidenciam uma capacidade de quase 280 mil leitos. O setor proporciona 300 mil trabalhos diretos e indiretos. Os lugares que mais encantam os turistas são Florianópolis, Balneário Camboriú, Blumenau e Joinville. Entretanto, os espaços que promovem as atividades turísticos distribuem-se por todo o Estado de Santa Catarina.

Das atividades econômicas mencionadas, acredita-se que a atividade de turismo seja a grande responsável para o elevado valor do preço da terra na região leste e a agroindústria na região oeste. Um outro fator é a região Leste, onde está o desenvolvimento tecnológico por estar localizada as cidades com os maiores PIB como: Blumenau, Balneário Camboriu e Florianópolis. Assim, podem afetar o mercado de terras pelo mecanismo de aumento da demanda para o investimento nesse mercado ou a geração de renda nessas áreas. A questão logística, também, pode afetar o mercado de terras, vários municípios, tais como: Palhoça, São José, Biguaçu e outros, são interligados pela BR-101 e estão próximos a área portuária, como o porto de Itajaí. Há outros portos, como: o porto de São Francisco do Sul, porto de Itapoá e Porto de Navegantes, todos localizados na região onde o preço da terra torna-se elevado. Com isso, há demanda para a estocagem de

produtos e para serviços relacionados aos transportes. Acredita-se que esses fatores podem valorizar a terra.

### 3.2 O TURISMO RURAL MEIO DE ALAVANCAR O PREÇO DA TERRA

É fato que o meio rural passa por grandes transformações da produção e dos meios de trabalho devido ao processo de intensificação, globalização e modernização da agricultura. Nesse processo, as atividades agropecuárias vêm enfrentando problemas, como desagregação das formas tradicionais de articulação da produção e a desvalorização gradativa em relação a outras atividades, levando à busca de novas fontes de renda que gerem a dinamização econômica dos territórios rurais.

Ademais, a sociedade vem descobrindo a importância ambiental e o valor estratégico de manutenção da paisagem rural, e passa a tratar rios, fauna e flora como elementos essenciais para o ser humano. Este contexto tem propiciado a revalorização do modo de vida e o surgimento de novas funções econômicas, sociais e ambientais para o espaço rural, permitindo ao agricultor novas maneiras de garantir sua permanência no campo.

O agricultor deixa de ser somente um produtor de matéria-prima e descobre a possibilidade de desenvolvimento de atividades não-agrícolas, como é o caso do turismo. Sob essa perspectiva, se assiste ao crescimento da atividade turística no meio rural devido, especialmente, ao caráter transversal, dinâmico e global do turismo, capaz de impactar as várias dimensões que afetam os processos de desenvolvimento de setores, atividades e territórios.

Segundo o Ministério do Turismo (2010), é relevante as atividades rurais que incorporam atividades turísticas em suas rotinas; assim, os turistas estão em busca de lugares onde a paisagem apresente características – naturais e culturais – próprias e onde os residentes possuam um estilo de vida diferente daquele dos visitantes. O espaço rural, comumente associado pela população urbana à qualidade de vida, representa para o turista uma oportunidade de contato com paisagens, experiências e modos de vida distintos dos encontrados nos centros urbanos.

Batalha (2009) retrata o início do turismo rural nos estados brasileiros. De acordo com o autor, no rio grande do Sul, o turismo no espaço rural iniciou-se na "Quarta Colônia" no ano de 1993, região rica em tradição e cultura que apresenta lazer ligado às

áreas rurais e à cultura. Nesse Estado, é possível encontrar para atividade de turismo: casas de fazenda, casas de colônia, fazendas e hospedaria e hospedaria coloniais.

No Estado de São Paulo, o turismo rural inicia-se em 1996 nos municípios de Fernandópolis e Ponte Gestal, pois o interior paulista é rico em atividades turísticas ao apresentar belas fazendas antigas nos municípios de São José do Barreiro e Mococa. No Estado de Minas Gerais, inicia-se, em 1994, com vocação para as chamadas "rotas", como a rota da cachaça, do queijo e das flores. No Rio de Janeiro, há propriedades rurais que guardam o patrimônio arquitetônico do ciclo do café. No Espírito Santo, o turismo no espaço rural iniciou na região de montanha (Afonso Cláudio e Domingos Martins) e oferece uma renda complementar aos produtores rurais pela comercialização de seus produtos (vinhos, queijos, embutidos, doces, etc.). A atividade predominante é o agroturismo e também o refazimento do trajeto percorrido pelo Padre Anchieta na costa capixaba.

Segundo Santa Catarina (2015) o Estado de Santa Catarina é conhecida como o berço do turismo rural no Brasil. A ideia de transformar fazendas em atrativos turísticos nasceu na Serra catarinense há mais de duas décadas, única região do Brasil onde sempre neva no inverno, os hotéis fazendas tornaram a melhor maneira de conhecer o cotidiano autêntico do campo sem abrir mão do conforto.

As atividades nos hotéis fazenda variam conforme a região. Ordenha, plantio, passeios em trilhas rurais e na mata nativa, cavalgadas – a pé ou a cavalo, o visitante se deleita com a paz dos amplos espaços naturais –, pescarias, banhos de rio, visitas a cachoeiras, campos, cânions, cantinas de vinhos artesanais. Em alguns locais é possível usufruir parques aquáticos, estâncias termo minerais, retiros, programas de esportes radicais, festas étnicas com danças italianas, alemãs, polonesas.

Outra característica do Estado são as festas que ocorrem ao longo do ano, como: a Oktoberfests em Blumenau, a qual é a festa mais conhecida com seus belos desfiles alegórica, grandes bailes, comidas típicas e originalidade, atraindo cerca de 600 mil pessoas todos os anos. E outros 11 festejos em diferentes cidades, como: Festa das Tradições, Fenarreco, Schützenfest e outras, atraem turistas todos os anos.

O turismo no espaço rural é uma modalidade alternativa que surgiu em contraposição ao turismo em massa. Ele tem sido visto como a solução para regiões menos favorecidas e, por isso, está sendo foco de muitos estudos e investidores. Ainda há, no

Brasil, muito espaço para o crescimento do turismo rural e o turismo pode ser mesmo uma alternativa viável.

### 3.3 AS VARIÁVEIS NÃO AGROPECUÁRIA QUE PODEM AFETAR O PREÇO DA TERRA

Na Tabela 1, é apresentado os municípios com o mais alto desvio-padrão do preço da terra agrícola, sendo que é apresentado as seguintes variáveis serviço/PIB e PIB (Produto Interno Bruto). Na tabela 2, estão os municípios com valores próximos a média do preço da terra em que é apresentado as mesmas variáveis (serviço/PIB e PIB), já que a escolha desses municípios foi realizada de forma aleatória.

Essa análise comparativa busca encontrar alguma característica distinta entre a região com alto preço da terra e a região com preço de terra baixo. Assim, é possível notar que regiões com preço da terra alto apresentam a relação serviço/PIB mais alto do que as regiões em que não têm o preço de terra tão elevado, ao visualizar na tabela 1 verifica-se que seis municípios apresentam valores: 63,3; 60,7; 56,09; 51,7; 51,60; 47,60 e maiores do que o primeiro município da lista na tabela 2, município de Mafra, que foi de 46,7; município com relação serviço/PIB mais alta para os municípios com preço da terra próximos a média.

A variável Serviço/PIB foi escolhida, propositadamente, pois a região onde o turismo é intenso impactará na oferta de serviços dos municípios e, conseqüentemente, a relação Serviço/PIB será mais elevada.

Com relação a variável PIB (Produto Interno Bruto), não se pode afirmar que municípios onde apresentam preço da terra elevado, conjuntamente tem os seus respectivos PIBs elevado. Todavia, é possível verificar que, nas regiões onde o preço da terra é maior, (tabela 1) há alguns municípios com PIB elevado, como a cidade de Blumenau e Balneário Camboriu. Até mesmo Florianópolis encontra-se próximo da região, onde o preço da terra é elevado; o mesmo não se pode ver na tabela 2, o PIB tão alto para alguns municípios. Com isso, conclui-se que o processo de polarização dessa região é alavancado pelo PIB.

Tabela 1: Relação Serviço por PIB e o PIB para municípios, com alto preço da terra.

MUNICIPIOS DE ALTO PREÇO TERRA	SERVIÇO/PIB	PIB (R\$ EM 2011)
<b>BALNEARIO CAMBORIU</b>	63,30	3074584
<b>BOMBINHAS</b>	60,70	289090

<b>ITAPEMA</b>	56,09	924310
<b>CAMBORIU</b>	51,70	680311
<b>BLUMENAU</b>	51,60	11003990
<b>BIGUAÇU</b>	47,60	1126526
<b>TIMBÓ</b>	40,38	1183906
<b>SANTO AMARO</b>	36,29	497156
<b>IMPERATRIZ</b>		
<b>RANCHO QUEIMADO</b>	29,30	67525
<b>ANTONIO CARLOS</b>	28,50	253825

Fonte: Elaboração própria, baseado em IBGE-Cidades (2011).

Tabela 2: Relação Serviço por PIB e o PIB para municípios, com baixo preço da terra.

MUNICÍPIOS DE BAIXO PREÇO TERRA	SERVIÇO/PIB	PIB (R\$ EM 2011)
<b>MAFRA</b>	46,70	1063230
<b>CANOINHAS</b>	45,35	1097563
<b>CATANDUVAS</b>	41,14	207602
<b>LAURO MULLER</b>	35,02	208477
<b>TANGARÁ</b>	29,54	253693
<b>RIO DO CAMPO</b>	29,40	97062
<b>CAMPO BELO DO SUL</b>	24,70	132795
<b>MAJOR VIEIRA</b>	24,30	108832
<b>OTACÍLIO COSTA</b>	24,00	488822
<b>CAMPO BELO DO SUL</b>	24,00	132795

Fonte: Elaboração própria, baseado em IBGE – Cidades (2011).

### 3.4 ANÁLISE COMPARATIVA DO PREÇO DA TERRA EM SANTA CATARINA

Na Tabela 3, verifica-se o preço médio da terra agrícola para o Brasil, Estados e regiões do país. O preço da terra médio para o Brasil, para esse período de oito anos, houve valorização de 62%. Entre as regiões do Brasil, nota-se que a região Sul apresentou a maior valorização para o preço médio da terra, 88%, seguido da região Centro – Oeste, 80%, região Norte, 77%, e a Nordeste, 47%. Entre os Estados Brasileiros, Santa Catarina apresentou a maior valorização para o período, 151%, seguido do Maranhão, 112%, Tocantins, 102%, Minas Gerais, 90%, e Goiás, 82%.

Como verificado na Tabela 3, é possível a expressiva valorização do preço da terra para Santa Catarina, que foi de 12,19% a.a. Para o período, é notável a importância de se conhecer os fenômenos econômicos por detrás desta expressiva valorização e, assim, melhorar a compreensão do mercado de terras no Brasil.

Tabela 3: Preço da terra agrícola para as regiões e Estados Brasileiros de 2002 a 2010, em valores correntes.

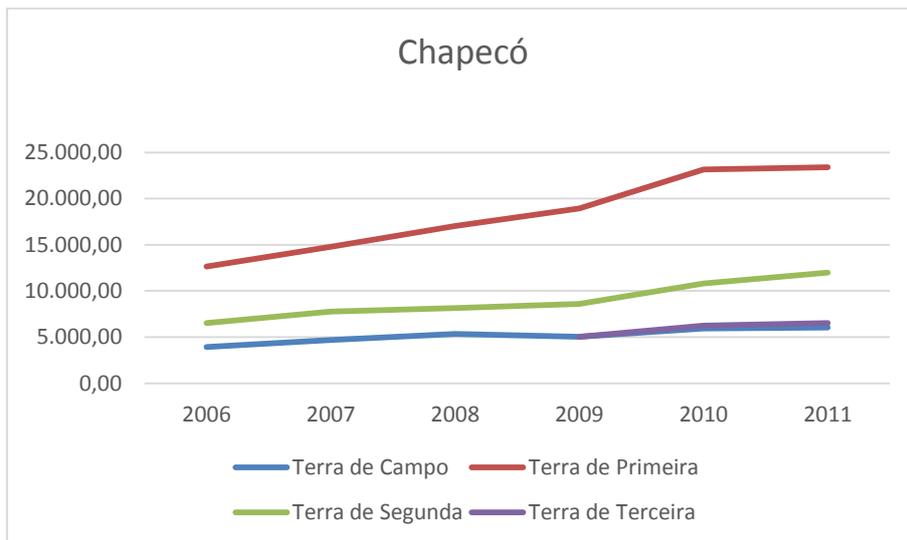
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
<i>CENTRO OESTE</i>	2.118	3.527	4.300	3.132	2.934	3.510	3.635	3.684	3.815
<i>Goiás</i>	2.572	3.768	4.794	3.409	3.179	3.860	3.974	4.140	4.701
<i>Mato Grosso</i>	1.455	2.636	3.171	2.422	2.252	2.416	2.532	2.571	2.643
<i>Mato Grosso do Sul</i>	2.326	4.177	4.934	3.563	3.372	4.255	4.399	4.341	4.099
<i>NORDESTE</i>	1.704	1.767	2.000	1.925	1.954	2.211	2.302	2.383	2.519
<i>Alagoas</i>	1.661	1.894	1.756	1.749	1.776	2.479	2.409	2.515	2.955
<i>Bahia</i>	1.619	2.202	2.467	2.252	2.328	2.662	2.861	2.934	2.742
<i>Ceará</i>	1.471	1.222	1.163	1.244	1.281	1.468	1.392	1.373	1.479
<i>Maranhão</i>	550	792	911	835	827	901	931	945	1169
<i>Paraíba</i>	1.498	1.230	1.167	1.188	1.202	1.300	1.221	1.202	1.195
<i>Pernambuco</i>	2.822	2.691	3.348	3.170	3.175	3.695	3.930	4.294	3.955
<i>Piauí</i>	565	727	810	630	622	608	816	862	855
<i>Rio Grande do Norte</i>	1.279	1.172	1.222	1.211	1.245	1.247	1.186	1.179	1.454
<i>Sergipe</i>	2.170	2.205	3.156	3.121	3.173	3.328	3.673	3.759	4.346
<i>NORTE</i>	1.454	2.052	2.751	2.337	2.262	2.288	2.380	2.346	2.581
<i>Rondônia</i>	1.707	2.518	3.583	3.017	2.934	2.949	2.911	2.815	2.736
<i>Tocantins</i>	1.200	1.587	1.919	1.656	1.590	1.627	1.850	1.876	2.426
<i>SUDESTE</i>	4.768	5.318	5.819	5.872	5.893	7.105	7.003	7.007	7.113
<i>Espirito Santo</i>	4.224	4.007	3.951	4.255	4.358	5.786	6.281	5.949	6.084
<i>Minas Gerais</i>	2.847	3.847	4.128	4.257	4.249	4.893	5.097	5.269	5.425
<i>Rio de Janeiro</i>	2.884	3.057	3.118	3.060	3.098	3.970	4.026	4.147	4.493
<i>São Paulo</i>	9.118	10.723	12.078	11.971	11.866	13.771	12.726	12.661	12.845
<i>SUL</i>	5.316	7.439	9.296	7.710	7.294	7.578	8.370	9.165	10.028
<i>Paraná</i>	6.731	9.583	10.678	8.316	7.930	8.435	8.888	9.516	9.351
<i>Rio Grande do Sul</i>	4.508	6.629	8.095	6.873	6.389	6.377	6.714	7.630	8.881
<i>Santa Catarina</i>	4.710	6.107	9.115	7.943	7.562	7.923	9.510	10.349	11.851
<i>BRASIL</i>	3.140	4.083	4.800	4.228	4.125	4.672	4.798	4.940	5.108

Fonte: Plata(2011).

No Gráfico 1, busca-se informar o preço médio da terra agrícola de Santa Catarina para diferentes qualidades de terras na região de Chapecó. É possível verificar que a elevação do preço da terra de primeira é mais alta do que as demais qualidades, pois, em 2006, foi de R\$ 12650 e, em 2011, atingiu o preço de R\$ 23400, seguido da terra de segunda que, em 2006, foi de R\$ 6510 e, em 2011, de R\$ 11988. Depois, a terra de terceira e terra de campo, com valores bastante similares, é notado no gráfico um certo acompanhamento do preço médio da terra para as diferentes qualidades. Assim, é possível

verificar que estudos sobre o preço da terra de primeira apresentaram comportamento similar para as diferentes qualidades da terra.

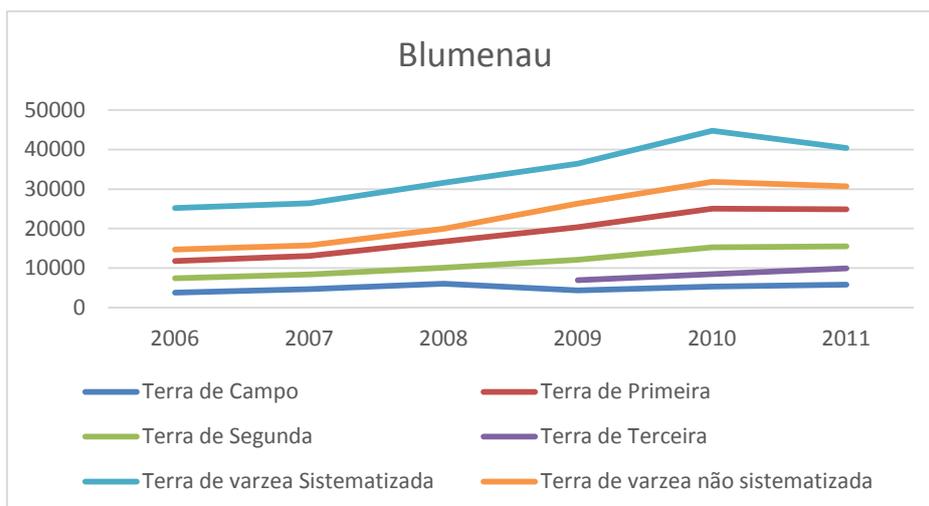
Gráfico 1: Preço médio da terra agrícola para diferentes classes de terras em Chapecó.



Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri.

No Gráfico 2, busca-se informar o preço médio da terra agrícola de Santa Catarina para diferentes qualidades de terras na região de Blumenau. É possível verificar que a elevação do preço da terra de varzea sistematizada é mais elevada do que as demais qualidades, já que, em 2006, foi de R\$ 25181 e, em 2011, atingiu o preço de R\$ 40375, seguido da terra de varzea não sistematizada que, em 2006, foi de R\$ 14678 e, em 2011, de R\$ 30666, depois a terra de primeira que, em 2006, apresentou valor de R\$ 11785 e, em 2011, de R\$ 24888. É notado no gráfico um certo acompanhamento do preço médio da terra para as diferentes qualidades e assim é possível constatar que estudos sobre o preço da terra de primeira apresentaram comportamento similar para as diferentes qualidades da terra, assim como ocorreu no Gráfico 1.

Gráfico 2: Preço médio da terra agrícola para diferentes classes de terras em Blumenau.



Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri.

### 3.5 CARACTERÍSTICAS DA REGIÃO OESTE DE SANTA CATARINA

A região Oeste catarinense é delimitada ao norte pelo Estado do Paraná, ao Sul pelo Rio Grande do Sul, ao oeste pela República Argentina e ao leste pela região do Planalto de Santa Catarina, cujos municípios polos são representados por São Miguel do Oeste, Chapecó, Xanxerê, Concórdia e Joaçaba.

O município de Chapecó tem polo econômico regional. No que tange aos micropolos, é o caso dos municípios de Palmitos, Maravilha, Itapiranga, Pinhalzinho e São Lourenço do Oeste. Além da produção agropecuária nessa região, há atividades comerciais, de serviços e agroalimentares. Verificou-se, também, uma ampliação e diversificação das atividades econômicas, como comércio, serviços, indústria metalomecânica, moveleira, embalagens, a do vestuário, dentre outras, e cresce cada vez mais a importância da indústria metalomecânica nessa região.

Destaca-se que, nessa região, há um forte transbordamento, para o espaço rural, das atividades produtivas consideradas do mundo urbano e, assim, grande parte dessas atividades passam-se a configurar-se no meio rural. Com isso, diversificam-se as fontes de renda das famílias e deixam de depender exclusivamente da produção agropecuária.

O oeste de Santa Catarina, quando as análises são dirigidas a nível local, nota-se imbricações das relações sociais e econômicas resultantes das ações pelos atores sociais e isso exige que se adote uma abordagem multidisciplinar para interpretar um espaço rural cada vez mais heterogêneo e complexo.

Desse modo, as transformações do espaço rural exigem uma revisão de seu significado e o abandono de sua identificação com o agrícola. Assim, a Organização de Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) objetiva criar a base para a definição da ruralidade nos países que a compõem.

A OCDE utiliza como parâmetro a densidade demográfica de 150 habitantes por quilômetro quadrado para identificar se uma localidade é urbana ou não urbana. Para classificar, utiliza uma tipologia que as separa em três categorias, conforme a participação da população que vive em localidades rurais: a) Essencialmente rurais são aquelas regiões onde a participação da população, que vive em localidades rurais, é superior a 50%; b) Relativamente rurais são aquelas onde essa participação varia entre 15 e 50%; c) Essencialmente urbanizadas são aquelas onde a população que vive em comunidades rurais é menor que 15%.

Veiga (2002) sugere que um critério bastante simples seria não considerar como urbanos os habitantes de municípios com população inferior a 20 mil.

A partir da tabela 4, constata-se que mais da metade dos municípios (53,4%) da região possui população inferior a cinco mil habitantes e são classificados como municípios rurais por excelência, pois a população vive nos aglomerados urbanos desses municípios e é essencialmente minoritária. Ao considerar até 10 mil habitantes por município, logo, há 90 municípios no Oeste Catarinense nessas condições e que representam 76,3% dos municípios da região. A partir da análise da mesma fonte de dados (Censo Populacional do IBGE, 2000), averígua-se que, nos municípios com até 10 mil habitantes, a população vive majoritariamente no espaço rural.

Tabela 4: Estrato populacional do Oeste de Santa Catarina em 2000 e 2010

ESTRATO POPULACIONAL MUNICIPAL \ ANO	NÚMERO DE MUNICÍPIOS		PERCENTUAL		PERCENTUAL ACUMULADO	
	2000	2010	2000	2010	2000	2010
ATÉ 5 MIL	63	68	53,4	57,6	53,4	57,6
MAIS DE 5 MIL E MENOS DE 10 MIL	27	24	22,9	20,3	76,3	77,9
MAIS DE 10 MIL E MENOS DE 15 MIL	12	10	10,2	8,5	86,4	86,4
MAIS DE 15 MIL E MENOS DE 20 MIL	6	5	5,1	4,2	91,5	90,6
MAIS DE 20 MIL E MENOS DE 30 MIL	3	5	2,5	4,2	94,1	94,8
MAIS DE 30 MIL E	3	1	2,5	0,8	96,6	95,6

<b>MENOS DE 40 MIL</b>						
<b>MAIS DE 40 MIL E</b>	1	2	0,8	1,7	97,5	97,3
<b>MENOS DE 50 MIL</b>						
<b>MAIS DE 50 MIL E</b>	2	2	1,7	1,7	99,2	99,0
<b>MENOS DE 70 MIL</b>						
<b>MAIS DE 70 MIL</b>	1	1	0,8	0,8	100	100
<b>TOTAL</b>	118		100		-----	

Elaboração própria, baseado em Mello (2009).

A importância da região oeste catarinense denota que, no ano de 2000, mais de 51% da PEA (População Economicamente Ativa) e a região produzia mais de 50% do VBP (Valor Bruto da Produção). Com isso, conclui-se a relevância dada a essa região.

Na Tabela 5, pode-se observar o número de estabelecimentos de produção e comercialização de produtos agrícolas no Oeste Catarinense em todas as culturas. Aqui, é notado que a região tem forte dependência econômica da produção agropecuária e uma grande participação da agricultura familiar, de acordo com Mello (2009). Pode-se observar, por exemplo, que o cultivo do milho e a bovinocultura voltada à produção de leite estão presentes em quase todos os estabelecimentos agropecuários do Oeste Catarinense. Acredita-se que a produção do milho, no entanto, destina-se a atender às unidades produtivas de consumo das famílias e das criações. É cada vez menor a produção de milho destinado a comercialização, como também é anuidade que reúne o maior número de unidades (50 mil).

A suinocultura emprega 68 mil famílias, em 1994/1995 de acordo com a tabela 5, e vem passando por seleção e exclusão de produtores. Reduziu o seu alcance como atividade comercial a 22 mil estabelecimentos. Em 1998/99, apenas 12 mil estabelecimentos do Oeste de Santa Catarina produzem no sistema de integração agroindustrial e esses lugares tinham rendas significativa na suinocultura, de acordo com Conceição (2002).

No caso da produção de aves de corte, segundo Mello (2009), integrada às grandes agroindústrias congrega nove mil estabelecimentos agropecuários da região (10,2%) e, de forma geral, já se estabeleceu melhores estruturadas economicamente. Devido a isso, realizaram-se altos investimentos para a implantação da atividade. A partir da integração dos sistemas as orientações técnicas, todos os insumos necessários à produção são fornecidos pela agroindústria, por conseguinte, cabe ao agricultor oferecer a mão de obra e as instalações. A avicultura é integrada a tecnologia fornecida pela agroindústria e interage pouco com outros sistemas de unidade familiar.

A produção integrada de fumo no Oeste catarinense está presente em 18 mil estabelecimentos (20,4% dos estabelecimentos) que, em geral, se caracterizam por serem as unidades relativamente mais pobres, detentoras das menores áreas de terra e com baixa capacidade de investimento. É notado que grande parte dos agricultores familiares produzem fumo, por causa do fumo ser uma atividade que apresenta baixos custos de entrada, uma vez que grande parte dos agricultores que passam a produzir o fumo objetiva-se a capitalizar-se (aquisição de terras, equipamentos ou instalação) para, posteriormente, abandonar a atividade e desenvolver outra, cujo trabalho seja menos intenso. No entanto, apesar de concorrer com alta demanda de mão de obra, o interesse pelo cultivo crescente dessa cultura está pela alta renda que proporciona por unidade de área e pela falta de outras oportunidades.

De acordo com Mello (2009), dois terços dos estabelecimentos do Oeste Catarinense cultiva o feijão e, embora a produção não apresente maiores barreiras à entrada, essa cultura restringe-se a atender às necessidades do consumo próprio. Em vista da baixa disponibilidade de terra e a contínua queda nos preços, a produção de milho e de feijão gera renda, considerada pelos agricultores familiares da região como insuficiente para atender suas necessidades básicas e pode ser um dos motivos do gradual abandono da produção comercial.

Tabela 5: Produção Agrícola do Oeste Catarinense em 95/96 em unidades de vendedores e produtores

Produtos	Estabelecimentos	
	(unidades)	
	Produtores	Vendedores
Milho	80000	-----
Leite	70000	49000
Suínos	68000	22000
Feijão	59000	-----

Fumo	18000	18000
Aves	9000	9000

Elaboração própria, baseado em Mello (2009).

A tabela 6 mostra que, no ano de 2010, era elevado o número de estabelecimentos que produziam feijão, fumo e milho no Oeste. Em 2014, ao comparar a quantidade produzida em toneladas do Oeste com a produção do Estado de Santa Catarina, evidenciou-se que era muito elevado a produção de leite, suíno e aves para o Estado. Segundo Mello (2009), essas atividades pertencentes à agricultura familiar do Oeste catarinense têm as seguintes características: a diversificação das atividades produzidas, a ampla maioria dos agricultores familiares da região possui pequena área de terra, geralmente com solo pedregoso e declividade acentuada, o que determina a adoção de estratégias de diversificação de atividades, visando minimizar os riscos climáticos e econômicos, além de otimizar o uso da mão de obra familiar e do solo. A utilização otimizada dos recursos possibilita uma infinidade de combinações de atividades agrícolas e pecuárias com atividade não-agrícola, resultando-se na diversificação do espaço rural.

Tabela 6: Produção agropecuária do Oeste Catarinense.

CULTURAS	OESTE CATARINENSE		SANTA CATARINA
	Estabelecimento	Quantidade produzida	Quantidade produzida
<b>LEITE</b>	51481	1049250	1435581
<b>SUÍNOS</b>	44621	5100317	6588600
<b>AVES</b>	56551	136398021	190845532

Elaboração própria, baseado em Censo Agropecuário (2006).

Na tabela 7, nota-se a importância de culturas como feijão, fumo e milho para a região Oeste na atualidade, principalmente a cultura Milho, pois pode-se comparar a quantidade produzida das culturas com a quantidade produzida no Estado, além do fato de que essa região registra uma bastante participação dessas culturas.

Tabela 7: Produção Agrícola do Oeste Catarinense em 2006 no Oeste Catarinense.

CULTURAS	OESTE CATARINENSE		SANTA CATARINA
	Estabelecimento	Quantidade produzida	Quantidade produzida
<b>CULTURAS/ANOS</b>	2010	2014	2014
<b>FEIJÃO</b>	59202	53171	145171
<b>FUMO</b>	37037	34158	258245
<b>MILHO</b>	2228682	2034226	3149729

Elaboração própria, baseado em Censo Agropecuário (2006).

### 3.6 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIAS NO MAPA

A Figura 2 e Quadro 3 têm por objetivo mostrar as regiões de Santa Catarina e a localização de seus respectivos municípios. Essas informações colaboram para a localização das variáveis agropecuárias no mapa, bem como a verificar as regiões que obtiveram os maiores valores para essas variáveis.

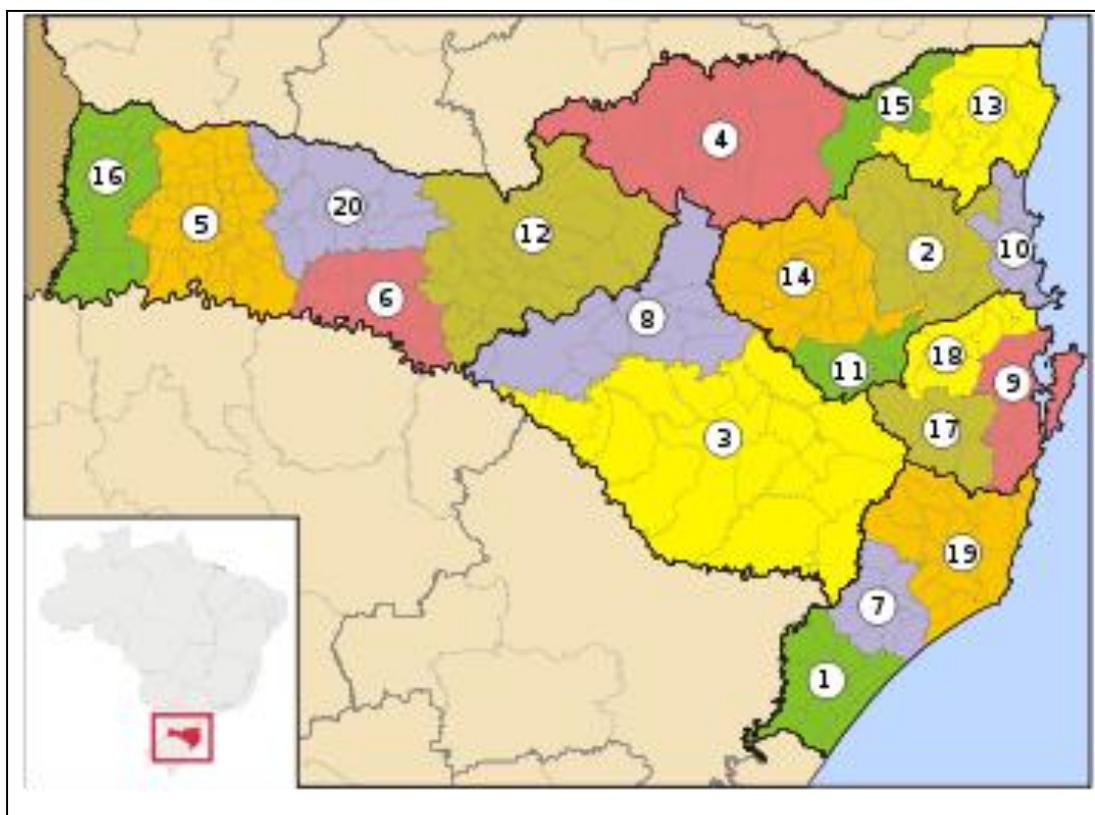


Figura 2: Mapa das regiões de Santa Catarina.

Fonte: Wikipédia.

Quadro 3: Legenda das regiões de Santa Catarina.

1-	Araranguá	11-	Ituporanga
2-	Blumenau	12-	Joaçaba
3-	Campos de Lages	13-	Joinville
4-	Canoinhas	14-	Rio do Sul
5-	Chapecó	15-	São Bento do Sul
6-	Concordia	16-	São Miguel do Oeste
7-	Criciúma	17-	Tabuleiro
8-	Curitibanos	18-	Tijucas
9-	Florianópolis	19-	Tubarão
10-	Itajaí	20-	Xanxerê

Fonte: Wikipédia.

As cidades que o preço da terra foi mais elevado para 2006, visto na Figura-3 foram: Santo Amaro da Imperatriz, Palhoça, Biguaçu, Antônio Carlos, Florianópolis e Balneário Camboriú, Bombinhas. E as regiões predominantes do preço no Oeste são: São Miguel do Oeste, em que estão os municípios de Dionísio Cerqueira, São Miguel do Oeste; na região de Chapeco em que estão os municípios de: Saudades, Nova Itaberaba; na região de Xanxerê em que estão os municípios de: Xanxerê, Faxinal do Guedes. Na região central e sul encontram-se a região de Lages e os municípios Lages, Serrana; na região de Ituporanga município de Bom retiro e Rio Sul municípios de: Agrolândia, Agronômica. Nordeste na região de Blumenau: Blumenau, Pomerode, Itajaí. E a região de Florianópolis apresentou o maior número de municípios com o preço da terra elevado. Em geral, há maior concentração no litoral, oeste e centro sul.

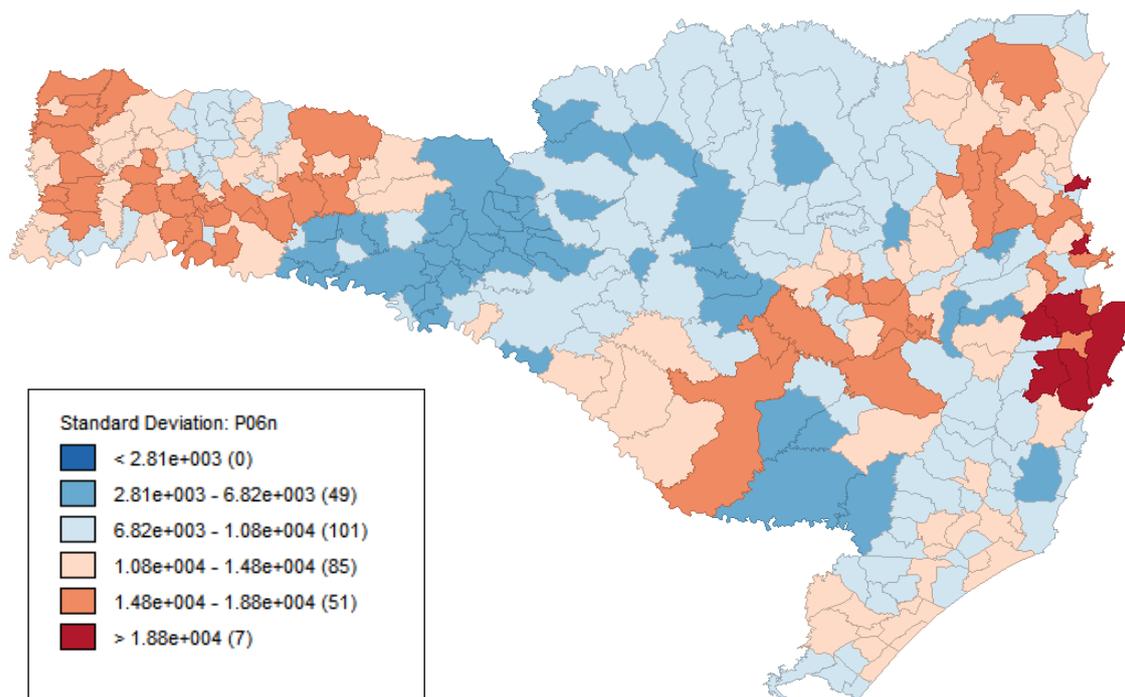


Figura 3: Mapa do desvio-padrão para o preço da terra de 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri (2006).

Na Figura 4 estão os municípios que apresentaram o preço da terra em 2011 mais elevado: Santo Amaro da Imperatriz, Biguaçu, Antônio Carlos, Palhoça, Itapema, Camboriú, Balneário Camboriú Timbó, Blumenau, Camboriú, Itapema, Canelinha, Aguas Mornas e Rancho Queimado.

Nos demais municípios que tiveram expressivo preço da terra, no extremo oeste São João Batista. A região de São Miguel do Oeste teve municípios como Descanso, São Joao Batista e na região de Chapeco, os municípios são: Campo ere, Nova Erechim, em Xanxerê município de Ipuçu. Na região de Joinville, os municípios de Joinville, São Francisco do Sul; em Blumenau o município de Indaial; Em Itajaí os municípios de Itajaí e na região de Florianópolis os municípios de Governador Celso Ramos e Biguaçu. As concentrações do preço se deram nas regiões litorâneas nordeste dos municípios próximos a Blumenau até municípios próximos de Florianópolis pode ser notado a concentração a variável nessa região ao comparar o preço da terra de 2006. Outra região em que o preço da terra tornou-se elevado foi a região de São Miguel do Oeste.

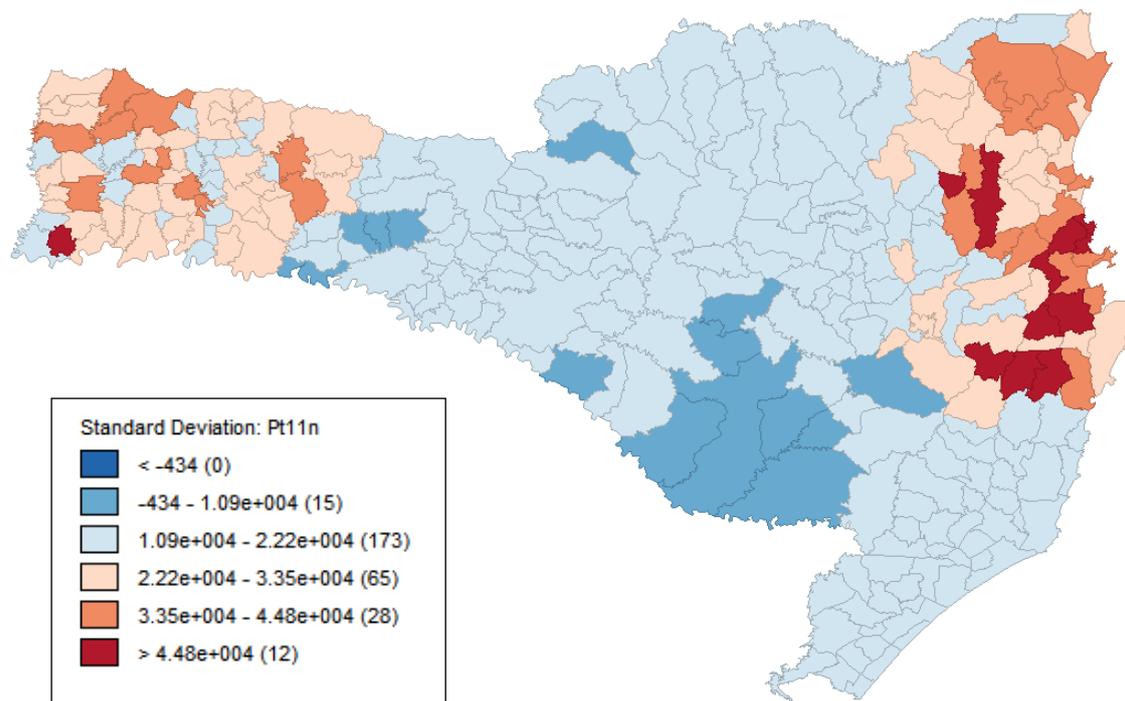


Figura 4: mapa do desvio-padrão para o Preço da Terra de 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri (2011).

A variável valorização patrimonial da terra apresentada na Figura 5 é muito importante para análise do preço da terra em Santa Catarina, como será visto nos próximos capítulos por isso, há um pouco mais de descrição dessa variável.

Os municípios que apresentaram a maior valorização da terra em 2006 para a região de Blumenau foram: Timbó, Ascurra e Apiuna; na região de Rio do Sul: Trombudo Central; na região de Itajaí: Penha e Itapema; e na região de Florianópolis: Biguaçu; em Araranguá: Balneário Arroio da Silva; na região de Chapecó: Nova Itaberaba. A valorização da terra está presente em municípios do Oeste; Centro Sul, Centro Leste e na área litorânea. É importante destacar que 37 municípios apresentaram o segundo maior desvio padrão para a valorização patrimonial da terra e a maioria destes municípios estão próximos dos nove municípios que obtiveram o maior desvio padrão para a variável. Entre esses municípios (segundo maior desvio padrão) pode se citar na região de Campos de Lages: São Jose do Cerrito, Lages, Palmeira; na região Rio do Sul: Pouso Redondo, Rio do Oeste, Laurentino, Agronômica; Entre as regiões Campos de Lages, Ituporanga e Tabuleiro foram: Ituporanga, Petrolândia, Chapão do Lageado e Bom Retiro. Na região de Blumenau: Lontras, Presidente Nereu, Rodeio e Indaial. Na região de Florianópolis: Antonio Carlos, São Pedro de Alcântara, Santo Amaro da Imperatriz e Palhoça. Na região

de Chapeco e Xanxerê os municípios de: São Carlos, Nova Erechim, Coronel Freitas, Xanxim, Xanxerê e Entre Rios.

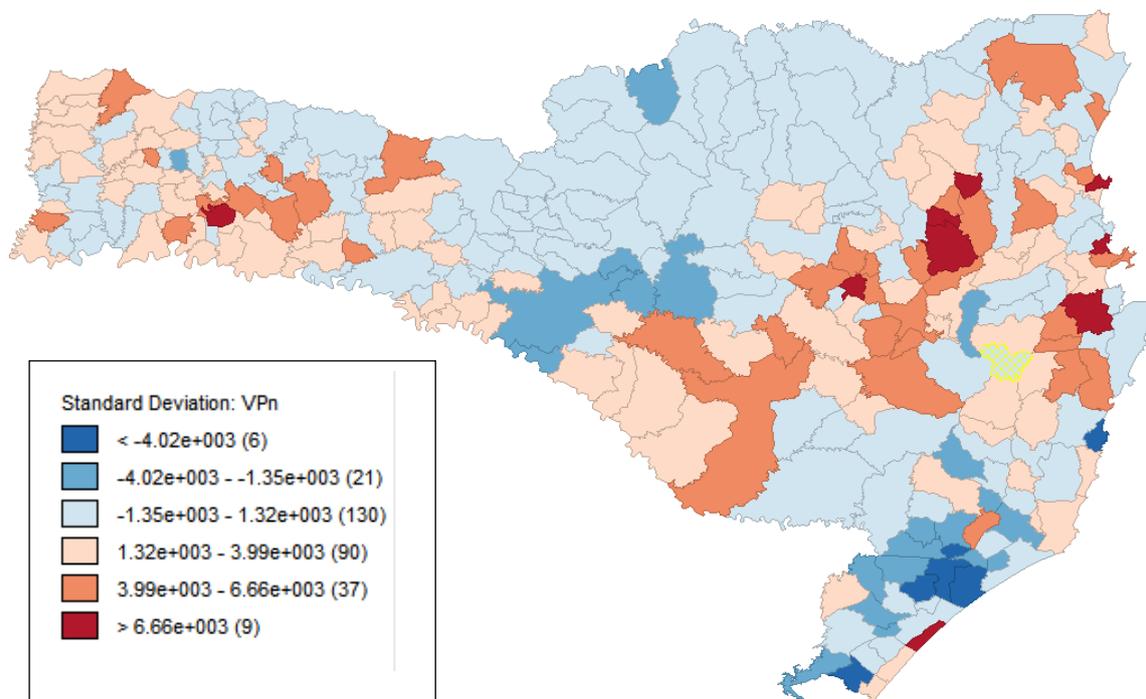


Figura 5: desvio-padrão para a valorização da terra de 2005 a 2006.

Fonte: Elaboração Própria, baseado em Cepa-Epagri (2005;2006).

A Figura 6 é a valorização patrimonial da terra para o ano de 2011 e os municípios que apresentaram o maior desvio-padrão da valorização patrimonial encontram-se na região de Joinville: São Francisco do Sul, Massaranduba; na região de Blumenau: Guabiruba, Brusque, Canelinha e Nova Trento; na região de Tabuleiro: Aguas Mornas e Anitápolis; na região de Campos de Lages: São Jose do Cerrito, Palmeira. A região Nordeste do Estado próximo ao município de São Francisco do Sul até Anitápolis foi a região do Estado que mais concentrou a valorização patrimonial da terra e, nessa variável, pode-se verificar que ela se tornou mais concentrada no ano de 2011 em relação ao ano de 2006.

Os municípios que apresentaram a segunda maior valorização patrimonial da terra, em sua maioria, são vizinhos dos municípios de maior valorização patrimonial da terra e na região de Joinville: Campo Alegre, Schoroeder, Araquari. Na região de Blumenau: Blumenau e Gaspar. Na região de Florianópolis: Antônio Carlos, São Jose e Santo Amaro da Imperatriz e na região de Campos de Lages: Cerro Negro e Campo belo do Sul.

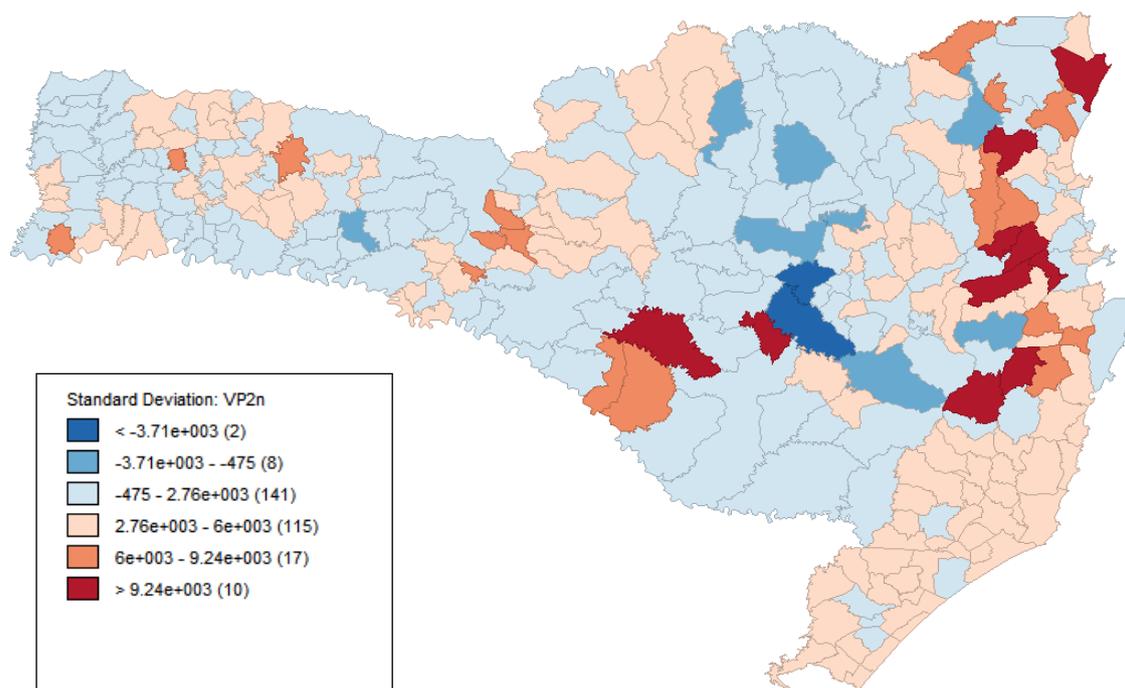
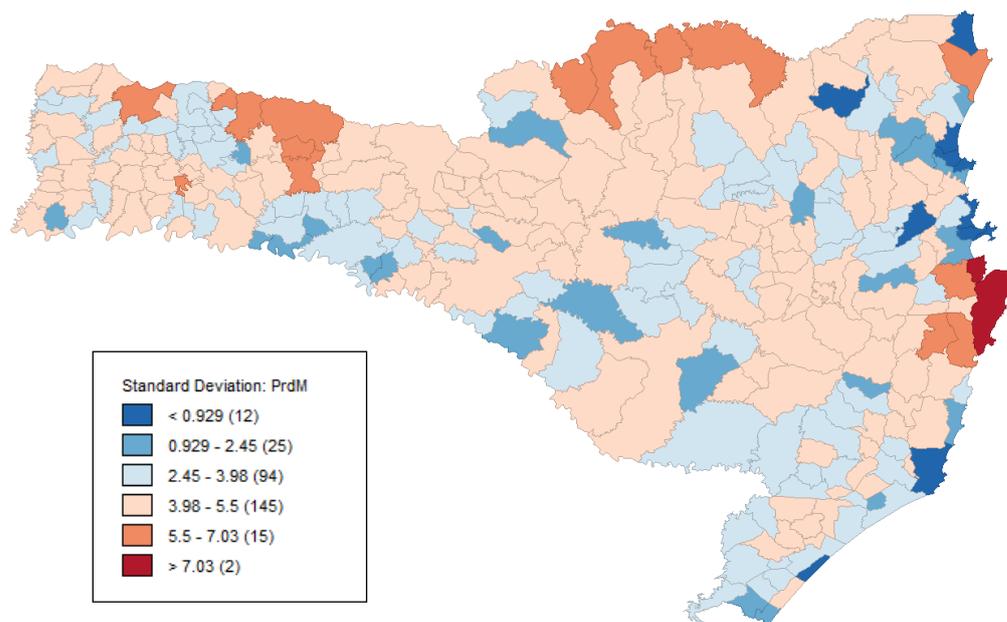


Figura 6: Mapa de desvio-padrão para valorização da terra de 2010 a 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri (2010;2011).

A produtividade do Milho, visto na Figura-7, é uma variável importante para determinar o preço da terra, como será visto no capítulo dos resultados. Os municípios que obtiveram a maior produtividade do milho no ano de 2006 foram Florianópolis e Governador Celso Ramos. Ao redor destes, destacam: Biguaçu, Palhoça e Santo Amaro da Imperatriz. Na região de Blumenau: São Francisco do Sul. Na região de Canoinhas: Ireneópolis, Canoinhas, Três Barras e Mafra. Na região de Chapecó: Campo Ere e na região de Xanxerê; destacam-se: Galvão, São Domingos, Aberlado Luz e Ouro Verde.



Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2006).

Figura 7: Mapa do desvio-padrão para a Produtividade do Milho de 2006.

A Figura 8 é a produtividade do Milho para o ano de 2011. Nessa figura são destacados os municípios: Palma Sola, Ouro Verde, Três Barras. As regiões que se apresentaram nessa variável foram as regiões de Chapecó: Campo Ere e Cunha Pora; Xanxerê: Ipuaçú e Faxinal do Guedes; Joaçaba: Agua Doce e Herval d'Oeste, Lebon Regis; na região dos Curitibanos: Campos Novos; na região de Canoinhas: Ireneópolis, Canoinhas, Três Barras e Mafra, Itainópolis e Monte Castelo. Ao comparar os dois anos (2006 e 2011) percebe-se que a região litorânea deixa de ser a região mais produtiva de milho e as demais áreas ganham participação na produtividade desta cultura.

A variável produtividade do fumo no ano de 2006, visto na figura 9, não teve municípios com mais alto desvio padrão de produtividade. Contudo, percebe-se uma concentração na região de Canoinhas: Porto União, Major Vieira, Monte Castelo, Ireneópolis, Canoinhas, Três Barras e Mafra, Itaiópolis. Na região Rio do Sul: rio do Sul, Rio do Oeste, Pouso Redondo, Laurentino, Agrônômica. Na região de Ituporanga: Ituporanga, Chapadão do Lageado. Em Tubarão: Orleans. Na região de Araranguá: Araranguá, Sombrio, Timbe do Sul, Meleiro e Santa Rosa do Sul. Na região de Xanxerê: Lageado Grande, Ouro Verde e Xaxim.

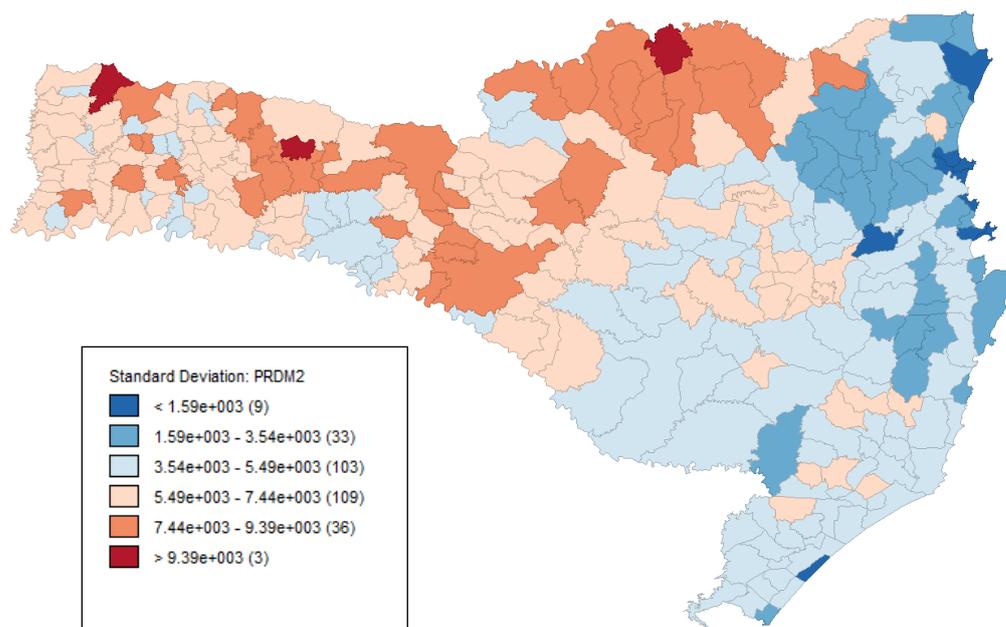


Figura 8: Mapa de desvio-padrão para a produtividade do milho de 2011.  
 Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2011).

A produtividade do Fumo, Figura 10, para o ano de 2011, tem maior concentração na região de Rio do Sul para as cidades: Rio do Campo, Taio, Salete, Pouso Redondo. Na região de Canoinhas: Santa Terezinha, Timbó Grande. Na região sul do Estado os municípios de Braço do Norte, Morro da Fumaça. Nas regiões de Blumenau, Ituporanga e Tijucas os municípios de: Jose Boiteux, Agrônômica, Major Gercino e Lontras. Com relação a essa atividade econômica é importante ressaltar que, no ano de 2006, obteve-se mais municípios com alta produtividade da variável do que no ano de 2011. Isso se deve em partes ao abandono por parte dos agricultores, os quais optarem por essa atividade e a concentração dessa tarefa na região Rio do Sul.

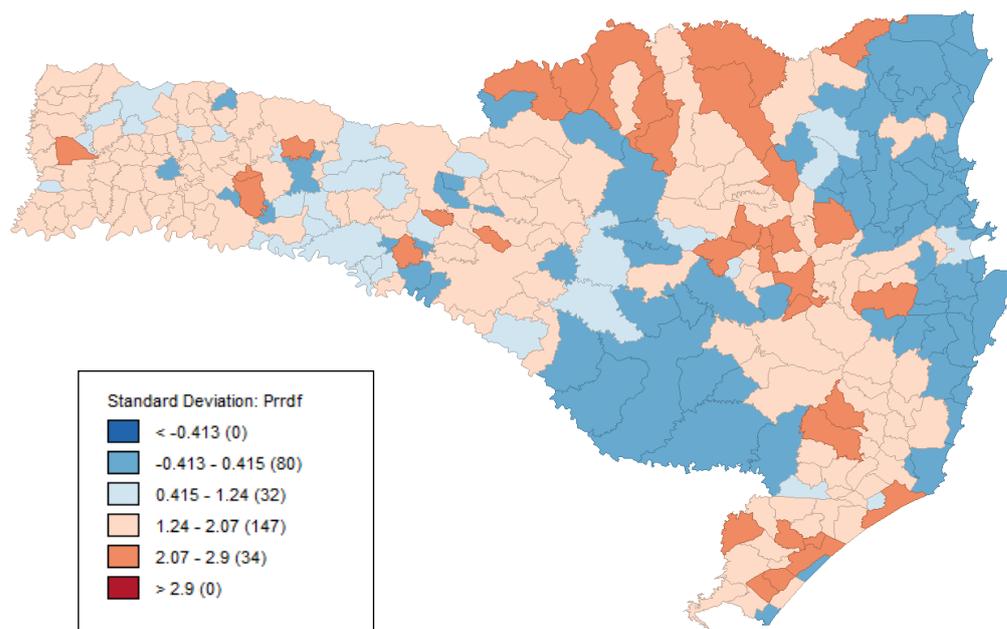


Figura 9: Mapa do desvio-padrão para produtividade do fumo em 2006.  
Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2006).

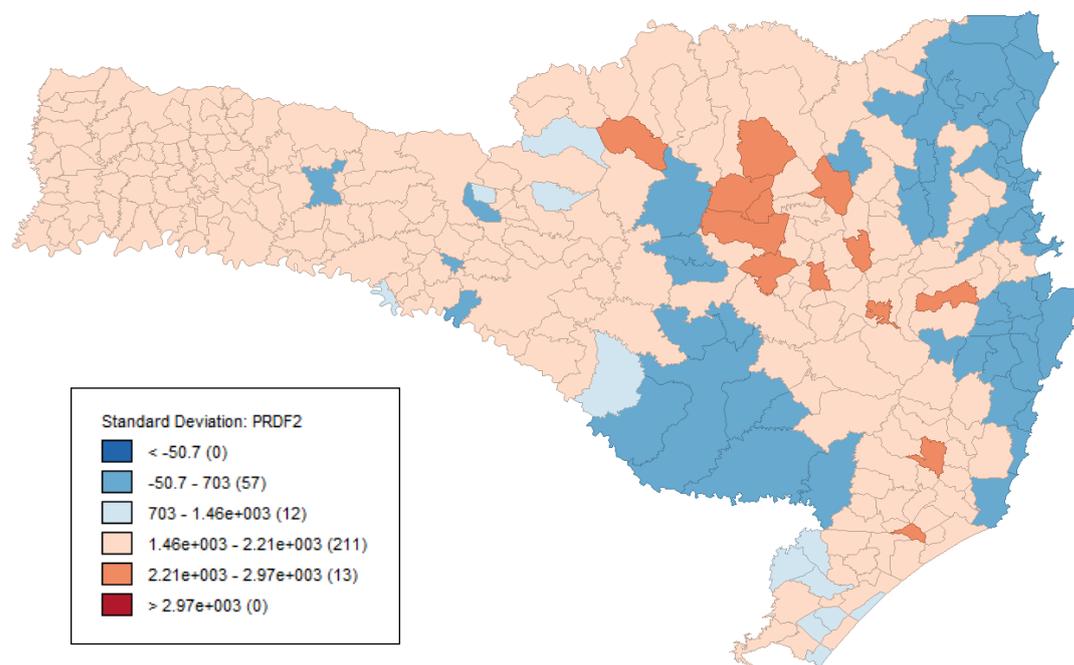


Figura 10: Mapa de desvio-padrão para Produtividade do Fumo de 2011.  
Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2011).

Na Figura 11 estão os municípios que obtiveram a maior área colhida de milho em 2006: Romelândia, na região de São Miguel do Oeste. Os municípios de Jaborá e Lacerdópolis, na região de Joaçaba, Oeste Catarinense. São Bento do Sul, na região de

Joinville. Na região de Tabuleiro: Rancho Queimado. A área colhida, em geral, esteve presente nas regiões oeste (São Miguel do Oeste, Chapecó, Xanxerê, Concordia e Joaçaba) região norte em canoinhas.

Os municípios que tiveram o segundo maior valor em 2006 na região de São Miguel do Oeste foram Dionísio Cerqueira, Descanso, Iporã do Oeste e Maravilha. Na região de Joaçaba, os municípios de Salto Veloso, Treze Tílias, Luzerna. Na região de Canoinha, o município de Major Vieira. Na região de Tijuca, o município de Leoberto Leal. Na região Rio do Sul, o município de Laurentino. Percebe-se, nesta variável, que os valores mais altos estão próximos do segundo valor mais alto da variável, mas nem sempre são vizinhos.

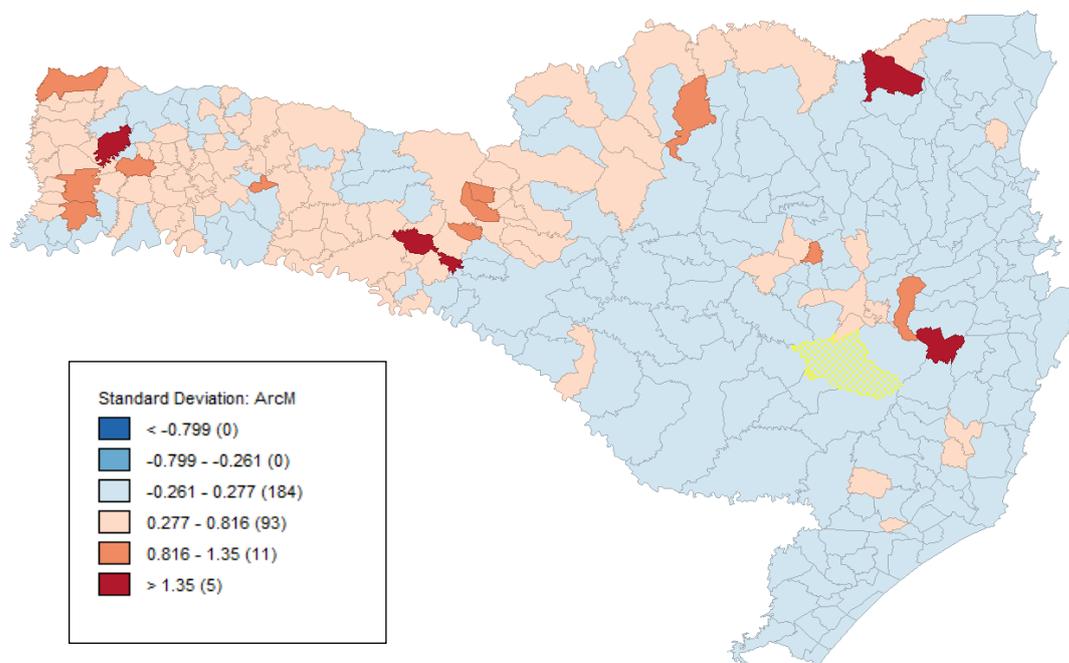


Figura 11: Mapa do desvio-padrão da Área Colhida do Milho por área de lavoura e área de pasto ano de 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2006) e Censo Agropecuário (2006).

Na Figura 12 percebe-se um avanço na área colhida de milho de 2011 em relação ao ano de 2006. A área colhida, em geral, está presente no oeste, na região de São Miguel do Oeste: Iporã do Oeste. Na região de Chapecó: Maravilha, São Bento do Sul, Santiago do Sul. Enquanto que, na região de Joaçaba, destacavam os municípios: Tangara, Videira,

Ibicara, Arroio Trintra, Erval Velho, Jaborá, Celso Ramos, Lacerdópolis, Ibicaré, Luzerna, Videira e Salto Veloso.

O segundo maior valor para a variável na região de São Miguel do Oeste destacava os municípios de Paraíso, Descanso, Barra Bonita. Na região de Chapecó foram os municípios de Iraceminha, Saudades, Modelo, Pinhalzinho, Novo Horizonte, Quilombo e Entre Rios. Já na região de Concordia, os municípios de Ipumirim e Seara. Na região de Joaçaba, os municípios de Peritiba, Presidente Castelo Branco, Ouro, Joaçaba, Treze Tílias, Iomere, Pinheiro Preto, Macieira e Monte Carlo.

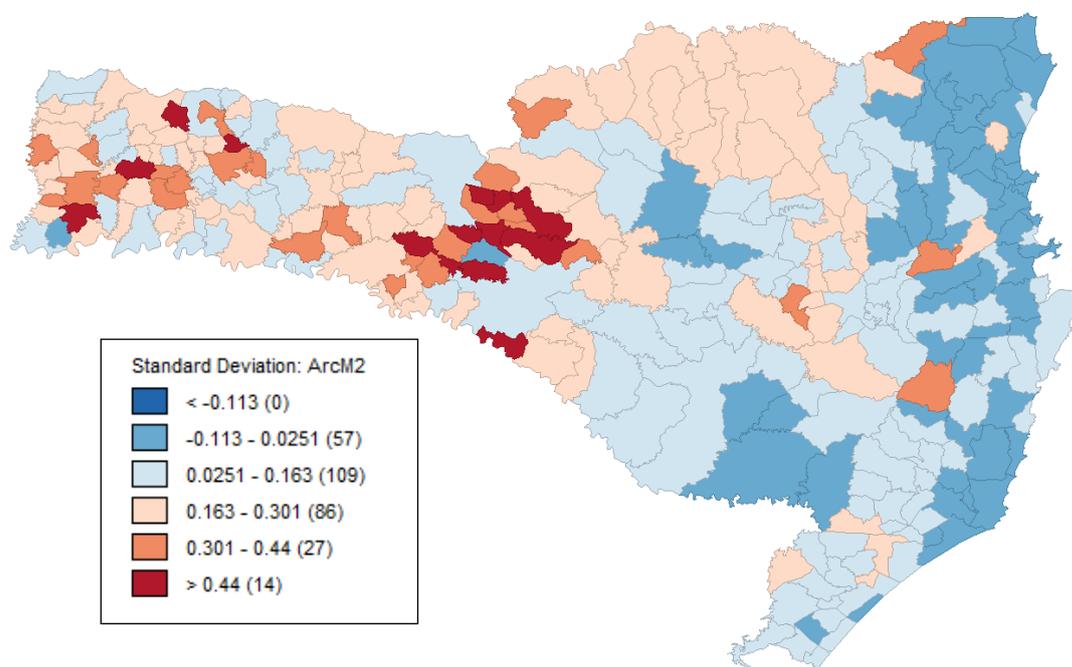


Figura 12: Mapa de desvio-padrão da Área Colhida do Milho por área de lavoura e área de pasto ano de 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2011) e Censo Agropecuário (2006).

Na Figura 13 tem-se as áreas colhidas de fumo em 2006. Os lugares que apresentaram o maior valor para a variável área colhida de fumo foram na região de Canoinhas: o município de Major Vieira; na região do Rio do Sul: os municípios de Vitor Meireles, Jose Boitex, Rio do Oeste, Laurentino, Agrônômica; na região de Ituporanga: os municípios de Atalanta, Chapadão do Lageado, Vidal Ramos, Imbuia e na região de Tubarão: os municípios de Grão Pará e Campos de Lages; na região de Criciúma: os municípios de Araranguá: Icara, Araranguá, Timbe do Sul, Sombrio, Maracaja; na região de Joaçaba: Ibiã; e, na região de Itajaí, Picarras.

Os municípios que obtiveram o segundo maior valor da variável estão próximos daqueles locais que obtiveram o maior valor para a variável. Entre esses municípios pode-se citar que a região de Canoinhas abarcou os municípios de Bela Vista do Toldo e Santa Terezinha; na região do Rio do Sul: Presidente Nereu e Aurora; na região de Blumenau: Apiuna; na região de Ituporanga: o município de Ituporanga; na região de Tijucas: os municípios de Leoberto Leal, Major Gercino e Angelina; na região de Tubarão: Orleans; região de Criciúma o município de Morro da Fumaça; e na região de Araranguá os municípios de Maracaja e São João do Sul.

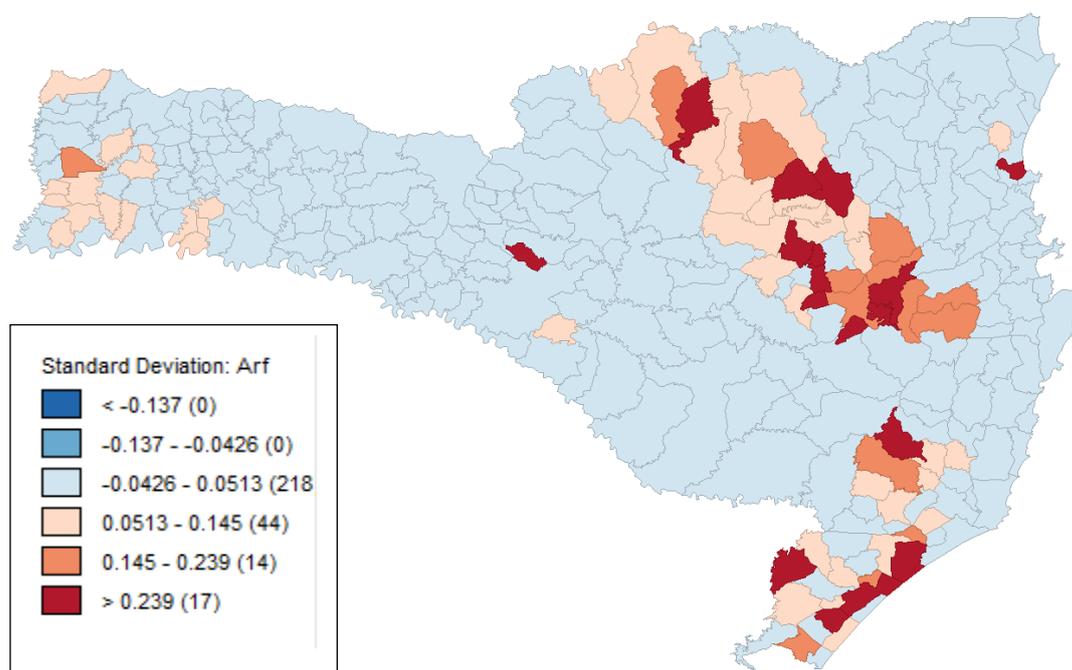


Figura 13: Mapa de desvio-padrão da Área Colhida de fumo por área de lavoura e área de pasto ano de 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2006) e Censo Agropecuário (2006).

A Figura 14 é a área colhida de fumo para o ano de 2011 e as regiões que apresentaram o maior valor para a variável área colhida de fumo foram na região de Canoinhas: Bela Vista do Toldo; na região de Rio do Sul: municípios de Vitor Meireles, Jose Boitex, Agronômica, Laurentino, Presidente Nereu, Vidal Ramos; na região de Blumenau: município de Botuvera; na região de Tijuca: município de Leoberto Leal; na região de Ituporanga: Ituporanga, Vidal Ramos, Imbuia, Chapao do Lageado, Petrolândia, Atalanta; na região de Araranguá: Icara, Araranguá, Timbe do Sul, Sombrio, Maracaja.

Os municípios que obtiveram o segundo maior valor da variável estão próximos daqueles lugares que obtiveram o maior valor para a variável. Entre esses municípios pode-se citar que a região de Canoinhas contemplou os municípios de Ireneópolis, Canoinhas, Itaiópolis e Santa Terezinha; na região Rio do Sul: os municípios de Witmarsum, Dona Emma, Presidente Getulio, Rio do Oeste, Ibirama, Lontras, Aurora; na região de Tubarão: os municípios de Orleans e Grao Para; na região de Criciúma os municípios de Urussanga e Treze de Maio; na região de Araranguá: os municípios de Morro da Fumaça, Morro Grande, Ermo, Balneário Gaivota, São João do Sul e Passo de Torres. Ao comparar o ano de 2006 e 2011, nota-se um fenômeno de concentração da área colhida de fumo na região Rio do Sul.

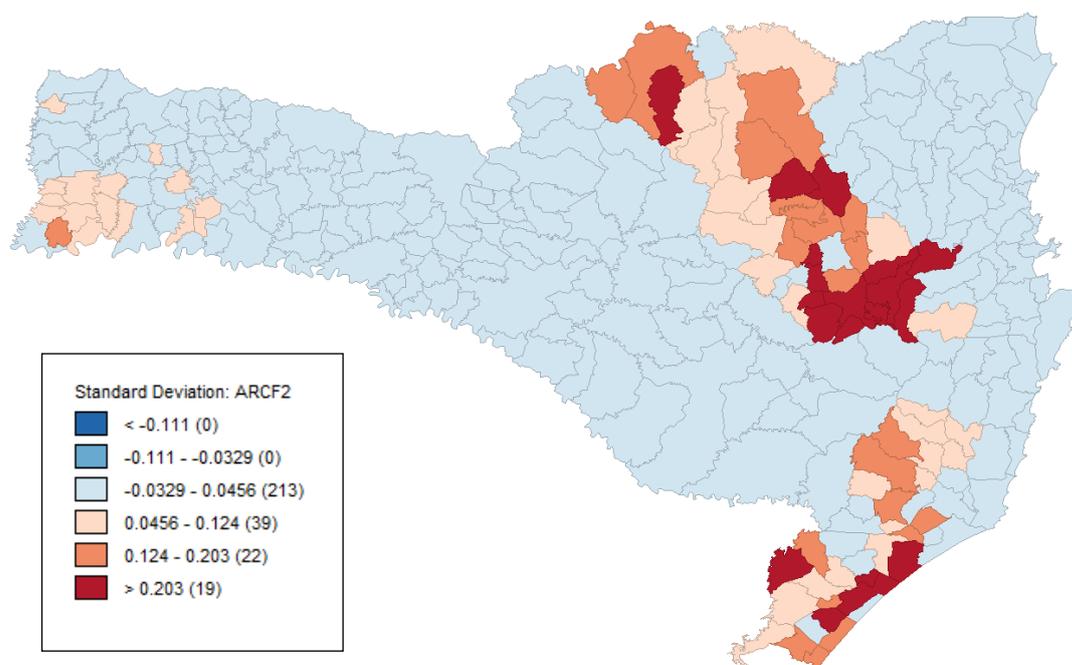


Figura 14: Mapa de desvio-padrão da área colhida de fumo por área de lavoura e área de pasto ano de 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2011) e Censo Agropecuário (2006).

A variável Valor Bruto da produção, presente na Figura 15, é importantíssima na compreensão do preço da terra, pois, segundo a revisão de literatura, o retorno do capital investido, isto é, o preço da terra haveria de ter relação com o retorno do capital, o valor bruto da produção.

As regiões que apresentaram o maior valor para a variável valor bruto da produção para o ano de 2006, foram na região do Rio do Sul: município de Rio do Oeste, Agronômica; na região de Ituporanga: municípios de Ituporanga e Imbuia; na região de Araranguá: município de Timbe do sul; na região de Itajaí: Itapema; na região de Xanxerê: município de São Domingos; em Joaçaba: Lacerdópolis e Jaborá.

As regiões que apresentaram o segundo maior valor para a variável valor bruto da produção de 2006 foram na região de Canoinhas: o município de Major Vieira; na região Rio do Sul os municípios de Vitor Meireles, Jose Boiteux, Pouso Redondo, Aurora; na região de Ituporanga: os municípios de Aurora, Atlanta, Chapão do Lageado, Vidal Ramos; na região de Tijucas: os municípios de Leoberto Leal, Angelina e Rancho Queimado; na região de Criciúma Lauro Muller, Morro da Fumaça e Icara; na região de Tubarão: o município de Capivari do Baixo; na região de Araranguá: os municípios de Morro Grande, Turvo, Meleiro, Forquilha, Maracaja e Ermo, Araranguá e Sombrio; na região de São Miguel do Oeste: os municípios de Dionísio Cerqueira, Romelândia, Descanso Iporã do Oeste, São João Batista do Oeste e Riqueza; na região de Chapecó: os municípios de São Bernardino e Maravilha.

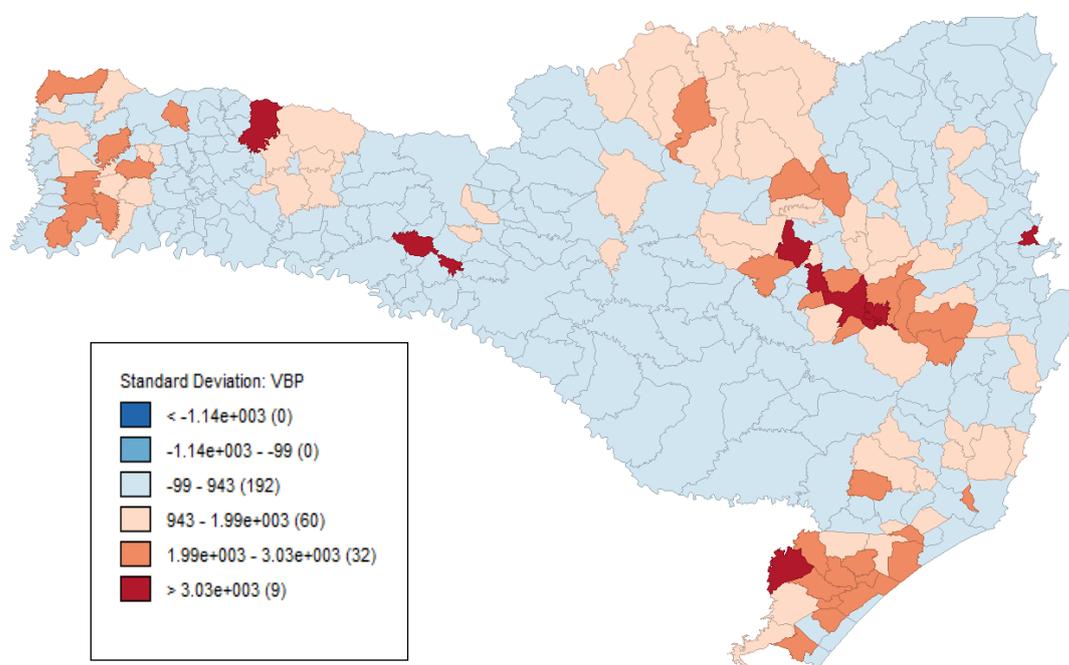


Figura 15: Mapa do desvio-padrão do Valor Bruto da Produção por área de lavoura e pasto em 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2006) e Censo Agropecuário (2006).

A variável Valor Bruto da Produção no ano de 2011, visto na Figura 16, obteve o maior valor na região de Itajaí: municípios de Navegantes e Balneário Camboriú. O segundo maior valor está presente na região de Ituporanga: municípios de Imbuia, Chapão do Lageado e Ituporanga; por fim, na região de Joaçaba: Fraiburgo, Monte Carlo. Nota-se que 95 municípios apresentaram com o primeiro valor acima da média, e mediante a isso, pode-se dizer que ao compararmos o mapa de 2011 com o mapa de 2006 houve uma nítida homogeneização no valor bruto da produção por diminuir a quantidade de municípios que se encontram acima da média.

Pode-se observar que há uma faixa central, a qual desce de Canoinhas até Criciúma. Acredita-se que essa faixa seja responsável para o abastecimento da região pouco produtiva, isto é, obteve o menor valor bruto da produção, porém obteve o maior preço da terra; essa está concentrada na região leste e norte catarinense e a renda que teve o menor valor bruto da produção, seja proveniente do turismo, seja proveniente do turismo rural. No entanto, na região oeste, esse fenômeno não é bem notado, já que as propriedades que apresentaram valor bruto da produção razoável estão próximas de áreas de valor da terra alto.

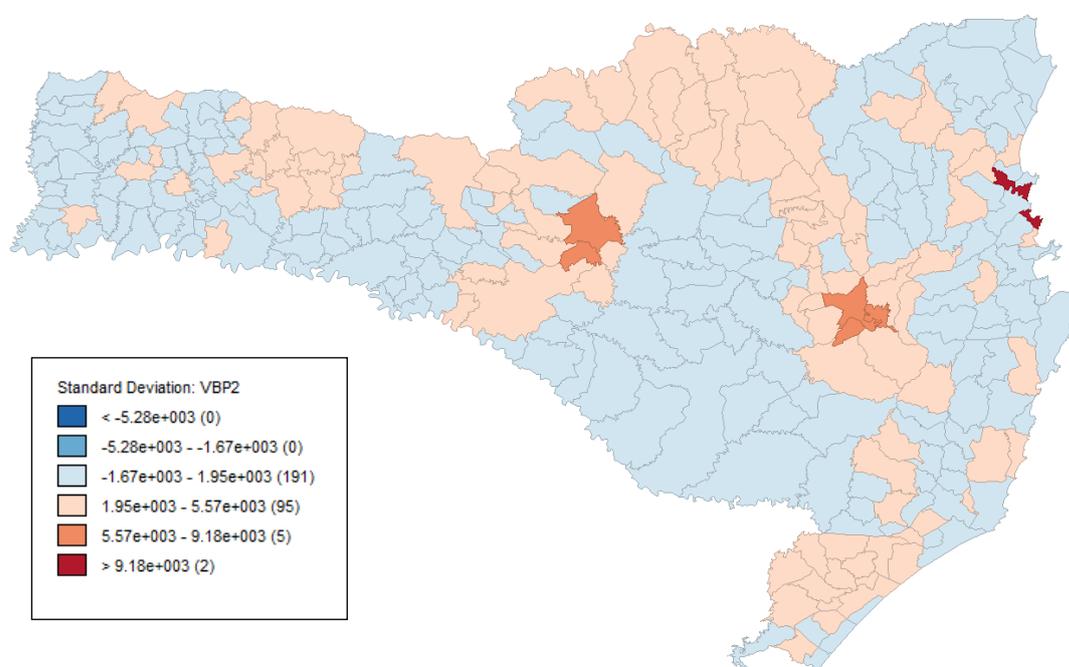


Figura 16: Mapa de desvio-padrão do Valor Bruto da Produção por área de lavoura e pasto em 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em PAM (2011) e Censo Agropecuário (2006).

Na Figura 17, tem-se o imposto territorial rural de 2006, o qual apresentou o seu valor mais alto na região de Blumenau no município de Brusque e, ainda, dois municípios na região de Tijucas: Camboriú e Balneário Camboriú, dois municípios na região de Joinville: São Francisco do Sul e Balneário do Sul. Os segundos maiores valores são: na região de Chapecó, o município de Bom Jesus do Oeste; na região de Joaçaba, o município de Vargem Bonita; na região de Joinville, o município de Itapoá; na região de Tijucas, o município de Penha; e, na região de Florianópolis, o município de Florianópolis. Esses lugares apresentaram valores acima da média.

Com essa variável, pode-se dizer que há uma certa homogeneização do valor pago para o imposto territorial rural, no ano de 2006, para a maioria dos municípios de Santa Catarina.

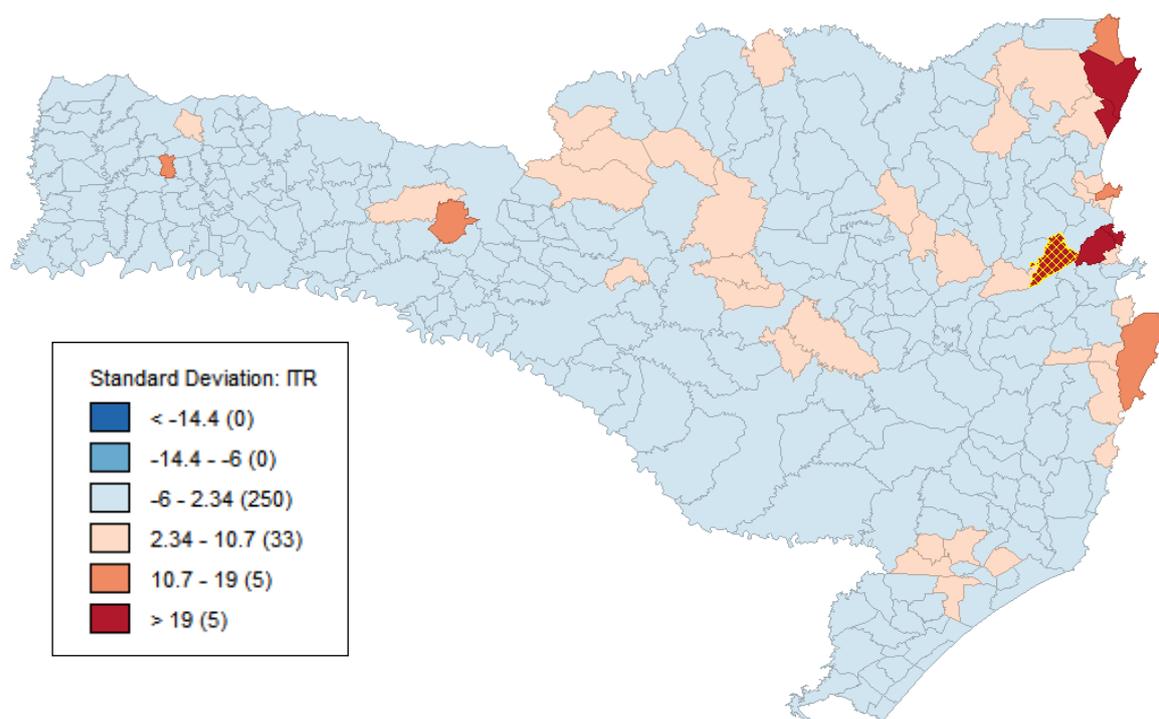


Figura 17: Mapa de desvio-padrão do ITR Imposto Territorial Rural por área de lavoura e pasto em 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Secretária do Tesouro Nacional (2006) e Censo Agropecuário (2006).

No ano de 2011, Figura 18, a variável Imposto Territorial Rural apresentou o seu maior valor na região de Joinville: municípios de São Balneário Barra do Sul e Francisco do Sul; na região de Itajaí: Municípios de Penha, Navegantes e Balneário Camboriú; na

região de Florianópolis: municípios de Florianópolis e, na região de Campos de Lages; o município de Chapão do Lageado; na região de Joaçaba: município de Macieira.

O segundo maior valor para a variável imposto territorial rural encontra-se na região de Curitibanos, especificamente os municípios de Monte Carlo e Santa Cecília; na região de Blumenau: município de Brusque e, na região de Joinville, município de Itapoa.

Ao comparar o ano de 2006 com 2011, percebe-se que houve aumento no número de municípios com valores de ITR acima da média. No entanto, considerando a média, vê-se que ainda é baixa a discrepância da tributação entre as regiões e municípios.

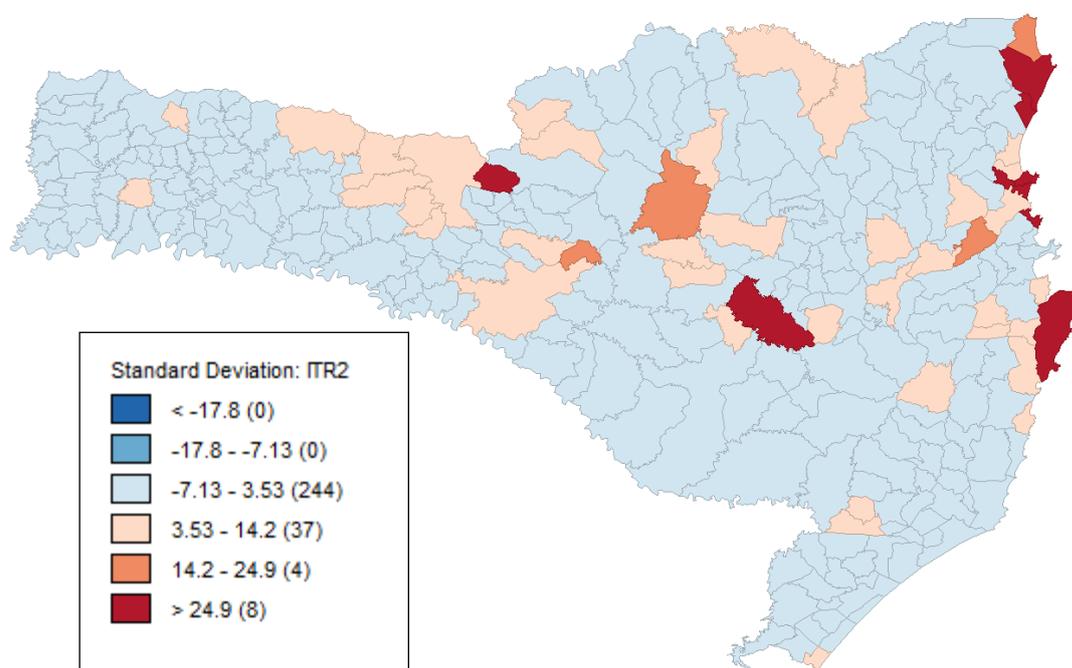


Figura 18: Mapa de desvio-padrão do ITR Imposto Territorial Rural por área de lavoura e pasto em 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Secretária do Tesouro Nacional (2011) e Censo Agropecuário (2006).

Na Figura 19, é possível notar os municípios que apresentaram o maior financiamento total da produção para o ano de 2006, isto é, financiamento destinado ao comércio, ao custeio da atividade agrícola e aos investimentos na propriedade rural na região de Blumenau: município de Brusque; na região de Itajaí: município de Balneário Camboriu.

Os municípios que apresentaram o segundo maior valor para a variável foram aqueles localizados na região de Florianópolis: o próprio município de Florianópolis; na

região de Criciúma: os município de Morro da Fumaça e, na região de Joaçaba, o município de Joaçaba. Outros 52 municípios apresentaram o primeiro valor acima da média.

Os municípios que obtiveram o maior financiamento total da produção em 2011, visto na Figura 20, a região de Chapecó, foram: os municípios de Pinhalzinho e Chapecó; na região de Joinville: o município de São Francisco do Sul; na região de Blumenau: os municípios de Botuvera e Brusque; na região de Florianópolis: o município de Florianópolis; na região de Criciúma: o município de Criciúma; e na região de Araranguá: o município de Turvo.

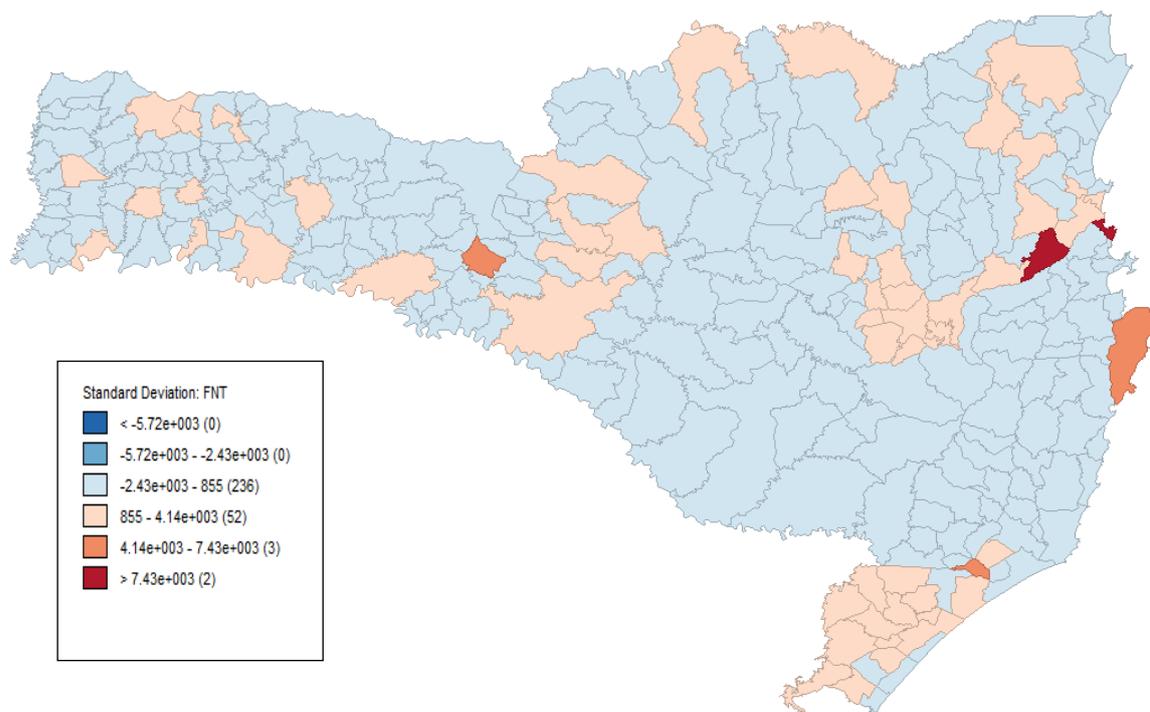


Figura 19: Mapa do desvio Padrão do Financiamento Total da Produção por área de lavoura e área de pasto em 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em BCB (2006) – Banco Central do Brasil e Censo Agropecuário (2006).

Os municípios que obtiveram o segundo maior valor para a variável foram aqueles situados na região de Chapecó: os municípios de Cunha Pora e Aguas Frias; na região de Xanxerê: o município de Xanxerê; na região de Joaçaba: os municípios de Joaçaba e Videira; na região de Joinville: os municípios de Joinville e Jaguará do Sul; na região de

Ituporanga: o município de Imbuia; na região de Criciúma: o município de Morro da Fumaça; na região de Araranguá: o município de Jacinto Machado.

A relação investimento rural e receita corrente é visto na Figura-21 e os municípios que obtiveram o mais alto nível do variável crédito destinado ao investimento pela receita corrente do município, no ano de 2006, foram aqueles localizados na região de Chapecó: o município de Campo Ere; na região de Curitibanos: o município de Campos Novos; na região Rio do Sul: o município de Rio do Campo, Vitor Meireles, Rio do Oeste e Aurora; na região de Ituporanga: os municípios de Ituporanga, Petrolândia e Vidal Ramos; na região de Tabuleiros: o município de Alfredo Wagner ; na região de Tubarão: o município de Grao Para; na região de Araranguá: os municípios de Meleiro, Turvo e Ermo.

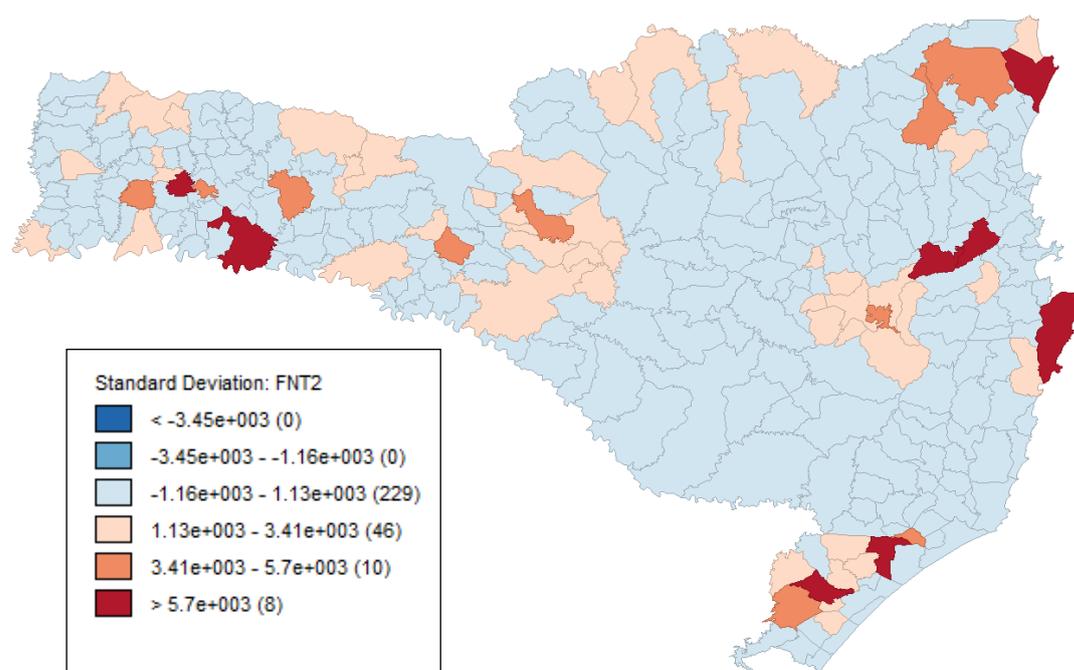


Figura 20: Mapa do desvio Padrão do Financiamento Total da Produção por área de lavoura e área de pasto em 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em BCB (2011) – Banco Central do Brasil e Censo Agropecuário (2006).

Ademais, os municípios que obtiveram o segundo maior nível da variável para o ano de 2006 foram aqueles situados na região de São Miguel do Oeste: os municípios de Guaraciaba, Descanso, Palma Sola; na região de Chapecó: os municípios de Riqueza, Quilombo; na região de Joaçaba o município de Agua Doce; na região de Canoinhas: os

municípios de Ireneópolis, Santa Terezinha; na região de Rio do Sul: os municípios de Presidente Getúlio, Agronômica; na região de Ituporanga: Imbuia e Chapao do Lageado; na região de Campos de Lages: município de São Joaquim; na região de Criciúma: o município de Nova Veneza; na região de Araranguá: os municípios de Morro Grande e Timbé do Sul, Jacinto Machado, Praia Grande e São João do Sul.

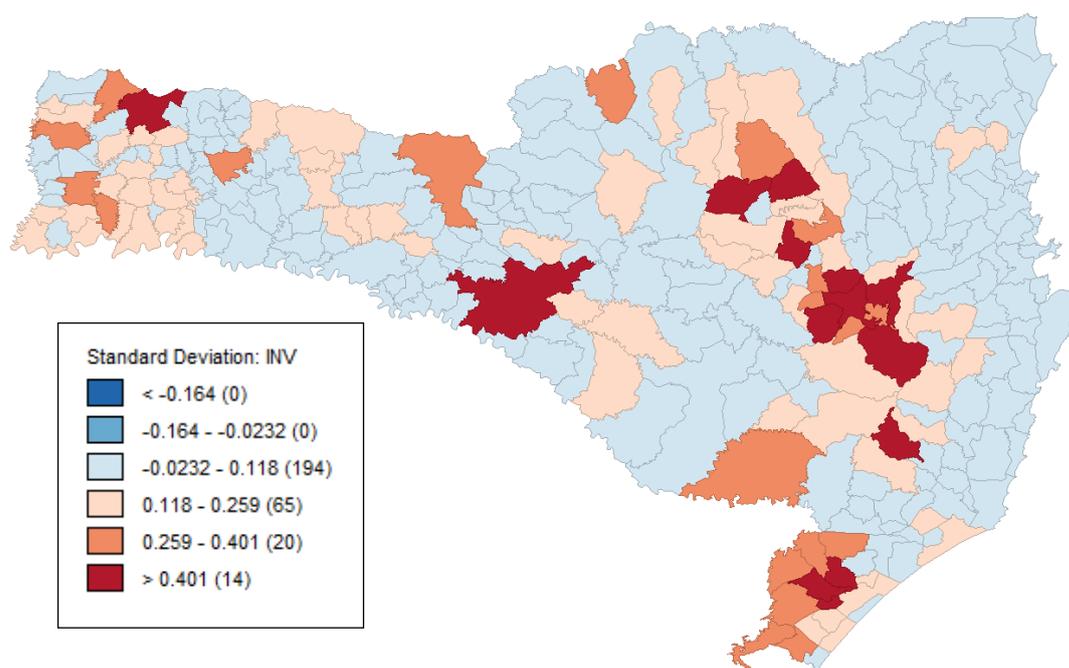


Figura 21: Mapa do desvio Padrão do Investimento rural por receita corrente dos municípios em 2006.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Banco Central do Brasil (2006) e Secretária do Tesouro Nacional (2006).

Os municípios que obtiveram o mais alto nível do variável crédito destinado ao investimento pela receita corrente do município, no ano de 2011, visto na Figura 22, foram aqueles encontrados no região de Chapecó: os municípios de Cunha Pora, Palmitos, Pinhalzinho e Aguas Frias; na região de Xanxerê: os municípios de São Domingos, Abelardo Luz e Passos Maia; na região de Curitibanos: o município de Campos Novos e, na região de Campos de Lages: os municípios de São Jose do Cerrito, Urupema e Urubici; na região de Canoinhas: os municípios de Ireneópolis e Santa Terezinha; na região de Ituporanga: os municípios de Imbuia, Vidal Ramos e Leoberto Leal; na região de

Tabuleiros: o município de Alfredo Wagner; na região de Araranguá: o município de Turvo.

Além disso, os municípios que obtiveram o segundo maior nível da variável para o ano de 2011 foram aqueles localizados na região de São Miguel do Oeste: o município de Guaraciaba; na região de Chapecó: os municípios de Iraceminha, Campo Ere e Quilombo; na região de Xanxerê: os municípios de Ouro Verde e Xanxerê; na região de Joaçaba: município de Tangará; na região de Curitibanos: o município de Frei Rogério; na região de Canoinhas: o município de Major Vieira; na região Rio do Sul: município de Vitor Meireles; na região de Ituporanga: município de Petrolândia; na região de Tijucas: município de Angelina; na região de Araranguá: município de Jacinto Machado.

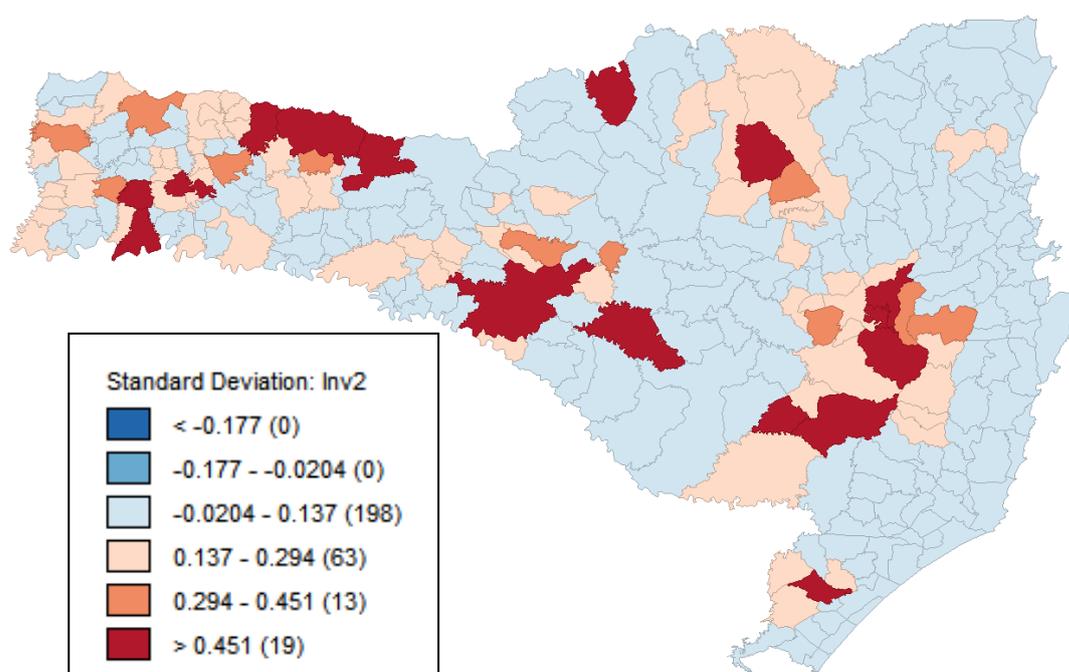


Figura 22: Mapa do desvio padrão do Investimento rural por receita corrente dos municípios em 2011.

Fonte: Elaboração própria, baseado em Banco Central do Brasil (2011) e Secretária do Tesouro Nacional (2011).

A figura 23 mostra os tipos de solos para cada município. É uma variável categórica que vai de 0 a 6, em que 0 é o tipo de solo não identificado e 1 é o solo de pior qualidade para agricultura. O valor 6 é o solo de melhor qualidade para agricultura. No quadro-2, é visto o nome de cada solo, conforme a sua classificação.

É possível notar no mapa, portanto, que as regiões que obtiveram os maiores preços da terra foram: Região Oeste e Região Leste. Primeiramente, averigua-se que, na região Oeste, o preço alto da terra tem solos de boa qualidade, pois há municípios em que a classificação chega a seis. No entanto, o fenômeno não se repete para a Região Leste, em que o preço da Terra tornou-se um pouco mais elevado do que a região Oeste. Nessa região, observam-se terras de pior qualidade com classificação de um e dois para muitos municípios. Esse fenômeno é discutido no decorrer do trabalho.

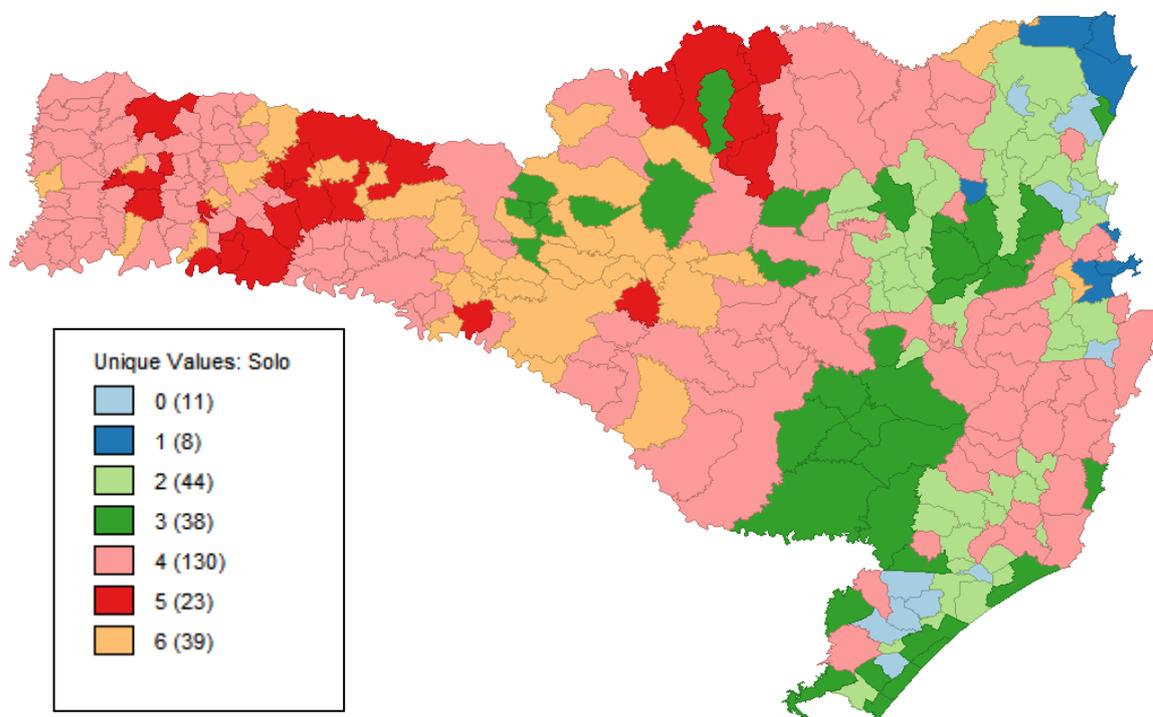


Figura 23: Tipos de Solos de Santa Catarina.  
Fonte: Elaboração própria, baseado em Cepa-Epagri.

Quadro 4: Variáveis Tipos de Solos.

0-	Não identificado
1-	Espodossolo
2-	Argissolo
3-	Neossolo
4-	Cambissolo
5-	Latossolo
6-	Nitossolo

Elaboração própria, baseado em Caixeta (2015).

## 4 METODOLOGIA

### 4.1 A ECONOMETRIA ESPACIAL

A aplicação da econometria espacial advém da localização, interação espacial, estrutura espacial e processos espaciais encontram-se no coração das pesquisas em ciência econômica regional urbana. Muitos dos teóricos desse campo encontraram a abordagem do espaço como uma lei para aceitarem, assim a variável independente pode ter transbordamento nas regiões vizinhas apresentando distribuição conjunta entre as variáveis analisadas. No entanto para teoria Clássica tradicional os trabalhos de microeconomia e macroeconomia tem efeitos espaciais ignorados em estatísticas econométricas. Mas com a prática tem mostrado que se tais efeitos são ignorados, isso pode invalidar os resultados, que requerem ajustamento espacial, logo deve-se verificar se as variáveis estudadas têm aspectos espaciais (Anselin; Griffith,1988).

A econometria espacial segundo Anselin (1988) tinha como objetivo fornecer os métodos quantitativos para especificar, estimar e testar modelos empíricos retirados da economia regional e urbana. Porém a teoria neoclássica incorporava o funcionamento do sistema econômico com a determinação de preços e quantidades para que os consumos ocorressem em um único ponto geográfico no mapa.

A corrente principal da teoria econômica espacial para Almeida (2012) começa a preocupar-se com os efeitos da não incorporação do espaço em suas análises, pois os problemas causados pela influência do espaço nos fenômenos a serem estudados, como pode ser atestado pelo trabalho pioneiro de Student sobre correlação espúria no domínio do espaço, em 1914, e posteriormente, com os artigos de Moran (1948) e Geary (1954), os

quais elaboraram as primeiras medidas de detecção de dependência espacial e os problemas causados pela não incorporação de espaço.

A noção de dependência espacial Anselin (1988) implica a necessidade de determinar quais das unidades no sistema espacial tem influência em outras unidades. Formalmente isso é expressado na topologia de noção de vizinhança do vizinho mais próximo.

Ao considerar um sistema S de N unidades espaciais,  $i=1,2,\dots,N$  no qual a variável x é a observação de tais variáveis. Pesquisas de modelos randômicos definem os vizinhos para unidades espaciais i é definida como a coleção destas unidades "j" para tais "x<sub>j</sub>" é contido na forma funcional da probabilidade condicional de xi condicionado sobre "x" em todas as demais localizações. Formalmente, isto é definido como seria o conjunto dos vizinhos para "i" como "j", para tais

$$P[X_i | X] = P[X_i | X_j] \quad (13)$$

Onde  $X_j$  é o vetor de observações para  $X_j \forall j \in J$ , e X é o vetor que contém todos os valores de X em um sistema. Alternativamente e menos estritamente, o conjunto de vizinhos j para i pode ser levados como:

$$\{j | P[X_i] \neq P[X_i | X_j]\} \quad (14)$$

Como também aquelas localizações para as quais a probabilidade condicional marginal para xi é não igual a probabilidade marginal incondicional. É notado que nenhuma destas definições incluem informações sobre a localização relativa de duas unidades espaciais, mas somente refere-se a influência via probabilidade condicional. Atendendo ao aspecto espacial para noção de vizinhanças, as quais também por necessidade fazem ligação com a noção de espaço estocástico, sugere-se a seguinte definição:

$$\{j | P[X_i] \neq P[X_i | X_j] e d_{ij} < \epsilon_i\} \quad (15)$$

Onde  $d_{ij}$  é uma medida de distância entre i e j propriamente estruturada no espaço e  $\epsilon_i$  é o ponto de corte crítico para tais unidades espaciais i, e a possibilidade do mesmo para

todas unidades espaciais. A distância métrica dentro da linha  $d_{ij}$  é um dos mais gerais sentidos que pode ser usado para referir-se a distância Euclidiana, Manhattan Block ou Minskowski geral.

Alternativamente o conceito de vizinho introduz uma estrutura adicional ao conjunto dos dados espaciais, por combinar uma noção de dependência estatística com uma noção de espaço.

O conceito alternativo de vizinho de acordo com Anselin (1988) introduz uma estrutura adicional no conjunto dos dados espaciais, por combinar uma noção de dependência estatística com uma noção de espaço (distância e localização relativa). Embora a definição não impeça que  $j$  unidades espaciais não encontrem a distância criteriosa de exercício na influência da probabilidade condicional para  $X_1$ , e embora não sejam considerados os vizinhos mais próximos, eles podem ser incluídos com o aumento da ordem de vizinhança, o que implica que a influência de  $j$  em  $i$  trabalha via outras unidades espaciais. A definição baseada na probabilidade condicional não somente permite para esta distinção entre primeira ordem e ordem mais alta.

A Consequência da estimação com dependência espacial Lesage (2000) está no caso da impossibilidade do tratamento de amostra de dados com dependência espacial pode conduzir uma ineficiente e/ou viesado e inconsistente estimação. Para modelos do tipo equação 16, a estimação dos mínimos quadrados para o  $B$  são viesados e inconsistentes, similarmente ao problema da simultaneidade em econometria. O lado direito da função de variáveis  $y_j$  (onde  $j$  indexa a dependência das observações) não pode ser retratado em repetidas amostras. Isto conduz à situação similar à encontrada com relações envolvendo simultaneidade de determinadas variáveis. Enquanto que para modelos do tipo equação 17, os mínimos quadrados estimados para o  $B$ 's (coeficientes) são ineficientes mas consistente igual ao problema da correlação serial, como em correlação serial, variância-covariância estimadas para o vetor de parâmetros  $B$  construídos usando a formulas dos mínimos quadrados são viesado.

$$Y_i = f(Y_j) + X_i B + \varepsilon_i \quad (16)$$

$$Y_i = X_i B + u_i \text{ e } u_i = f(u_j) + \varepsilon_i \quad (17)$$

#### **4.1.1A heterogeneidade espacial**

A abordagem por Anselin (1988) a respeito da heterogeneidade espacial; esta causa instabilidade estrutural como expressado pela mudança na forma funcional ou mudando os parâmetros. O outro aspecto, a heterocedasticidade, pode seguir na falta de variáveis ou de outras formas de má especificação de modelo que conduz ao termo de erro com variância não constante. Ao ignorar isso, as consequências obtidas podem integrar problemas da ordem como na validade estatística do modelo estimado: parâmetros estimados viesado, não somente pela presença da heterocedasticidade, mas pelo nível de significância inadequada (enganosa) e previsões ruins.

Em muitas situações as bases para especificação de uma forma particular de heterogeneidade em modelos espaciais podem ser derivadas de teoria de ciência regional estruturada, e a estrutura regional e urbana pode fornecer um insight a respeito das características dos dados espaciais que aparentam causar a heterogeneidade, bem como fornecer variáveis importantes que determinam essa forma.

A complicação na análise espacial é que a especificação errada do modelo, o erro de medida e a escolha da unidade espacial podem conduzir à heterocedasticidade. Por isso é importante testar a auto correlação nos termos de erro e a presença da heterocedasticidade.

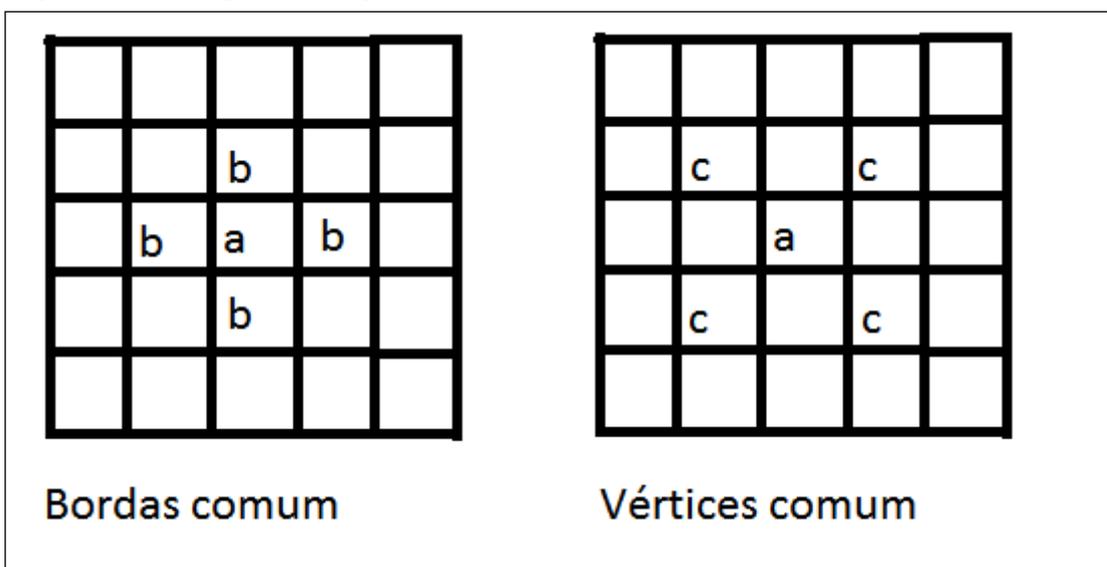
#### **4.1.2 A contiguidade espacial**

A contiguidade espacial de acordo com Anselin (1988) baseia-se na noção de estrutura dentro de uma vizinhança é expressada por valores 0 ou 1. Caso as unidades espaciais tenham fronteira em comum, seu valor será designado em 1. Esta definição de contiguidade obviamente assume a existência de mapa, na qual as fronteiras possam ser discernidas. Ao considerar uma grade como na figura 24 o espaço contíguo ou fronteira comum entre célula na figura aponta-se quatro situações sendo que, na prática, pode-se obter mais destas.

No primeiro caso com borda comum a área contigua são vizinhos vertical e horizontal, sendo que "a" é a localidade de análise e "b" os vizinhos na segunda figura com o vértice comum, a contiguidade se dá por "c". Num terceiro caso os vizinhos de A se dá pelas localidades que estão dentro do raio concêntrico em A, no caso em particular as localidades B, e em outro caso há uma demonstração híbrida onde os vizinhos de primeira

ordem é a junção de fronteiras no vértice e vizinhos vertical e horizontal, como chamado de configuração rainha localidades b e c. E os vizinhos de segunda ordem são representados pela junção rainha mais os vizinhos das localidades pertencentes a junção rainha.

Figura 24: Contiguidade Espacial.



Fonte: Anselin, 1988.

A outra definição de contiguidade pautada, dada em ligação de k vizinhos mais próximos. Assim a contiguidade será dada somente nesses k vizinhos fixados mais próximos. Almeida (2012) para capturar a intuição que está por de trás da interação entre duas regiões e uma única variável independente na equação 18, nota-se que a variável dependente é influenciada pela variável dependente da região 2, além da variável explicativa na própria região  $X_1$ . Enquanto na equação 19 a variável independente da segunda fórmula é influenciada pela variável independente da primeira equação  $y_1$  e de sua própria variável independente, isso dá-nos uma ideia de simultaneidade entre as variáveis espaciais uma variável dependente é capaz de influenciar a outra variável dependente.

$$y_1 = \rho_2 y_2 + \beta X_1 + \varepsilon_1 \quad (18)$$

$$y_2 = \rho_1 y_1 + \beta X_2 + \varepsilon_1 \quad (19)$$

#### 4.1.3 Matriz de peso

Com a presença de auto correlação espacial é necessário estimar um parâmetro que forneça o grau de interação espacial entre as variáveis. No entanto não há como buscar a melhor matriz de ponderação espacial (W). Almeida (2012) argumenta que a escolha da matriz é arbitrária e movida em função da sensibilidade dos dados, pois não há um teste formal para defini-la.

Como definido anteriormente a ideia de uma matriz de peso apoia-se na ideia de proximidade e contiguidade do espaço. Entende-se que duas regiões contíguas possuam maior interação espacial. Deste modo uma matriz de peso é construída da seguinte forma, primeiramente conceitua-se a contiguidade espacial. Posteriormente nas regiões vizinhas atribui-se valor unitário; caso contrário, atribui-se valor nulo como na equação 20.

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i \text{ e } j \text{ são contíguos} \\ 0 & \text{se } i \text{ e } j \text{ não são contíguos} \end{cases} \quad (20)$$

Na matriz de peso mais apropriada para o estudo proposto, pode ser realizado o seguinte procedimento: estimar um modelo clássico de regressão linear; testar os resíduos para auto correlação espacial utilizando o I de Moran para o conjunto de matrizes (W) escolhidas; selecionar a matriz que tenha o maior valor para estatística de I de Moran e que seja estatisticamente significativo.

Com isso conclui-se que há existência de auto correlação espacial global entre as regiões observadas.

## 4.2 A ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS

Segundo Almeida (2012), os estudos de AEDE, os dados espaciais estão distribuídos aleatoriamente significa que os valores de uma região não dependem destes atributos nas regiões vizinhas. Deste modo faz-se necessário conhecer um coeficiente de auto correlação espacial, o qual descreve um conjunto de dados que está ordenado segundo uma sequência espacial. Um coeficiente de auto correlação é a razão entre a covariância dos dados pela variância. Há três medidas de covariância:

Produto cruzado:  $y_i \cdot y_j$

Quadrado da diferença:  $(y_i - y_j)^2$

Módulo da diferença:  $|y_i - y_j|$

Portanto existem estas três possibilidades de se formar um coeficiente de auto correlação. Para se construir uma das estatísticas de auto correlação espacial, conforme Almeida (2012): “São necessários três elementos, a saber, uma medida de auto covariância, uma medida de variância dos dados e uma matriz de ponderação espacial (W)”.

A partir de o coeficiente de correlação demonstrado anteriormente pode se formar várias estatísticas para a análise de correlação espacial, como: estatística univariada e multivariada global e o índice de auto correlação local.

#### 4.2.1 A estatística univariada e multivariada global

Uma estatística univariada global é o I de Moran, em que utiliza a medida de auto covariância na forma de produto cruzado, a importância de se fazer essa estatística é devido a análise exploratória de dados e assim conhece-los. Algebricamente essa estatística é dada por:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (21)$$

Ou matricialmente

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z'Wz}{z'z} \quad (22)$$

Na equação-21, no qual "n" é o número de regiões "z" denota os valores da variável de interesse padronizada, "Wz" representa os valores médios das variáveis padronizadas nos vizinhos e W é a matriz de peso espacial. Um elemento desta matriz de peso é dado por  $w_{ij}$ .  $S_0$  é igual à operação soma, pois todos os elementos da matriz espacial devem ser somados.

O I de Moran tem um valor esperado de  $-[1/n-1]$ . Pela fórmula nota-se que o valor de I de Moran é diferente de zero, mas quando temos grandes amostras esse valor aproximará de zero, logo o valor calculado de Moran deve ser estatisticamente igual o valor esperado dele para que haja o efeito da dependência espacial.

Essa estatística permite identificar a auto correlação positiva ou negativa. Segundo Fotheringham et al.(2000), a auto correlação positiva é dada pelos valores altos de uma variável tendem a se agrupar juntos em certas partes da área de estudo e valores baixos tendem a se agrupar com valores baixos em outras partes. Em outras palavras os valores altos da variável y irão se agrupar aos vizinhos da variável  $W_y$ ; e para os valores baixo da variável y serão circundados por vizinhos  $W_y$  também com valores baixos.

Por outro lado auto correlação espacial negativa significa que valores altos da variável de interesse de uma região tendem a estar rodeado por baixos valores desta mesma variável nas regiões vizinhas e/ou um baixo valor da variável de interesse da região tende a estar rodeado por altos valores desta variável de interesse em regiões vizinhas.

Outra medida do I de Moran é feita uma inferência estatística a parti do dos valores:  $E[I]$  e  $DP[I]$  e deste modo é calculado o valor padronizado do I de Moran, dado pela seguinte formula:

$$Z(I) = [I - E(I)]/DP(I) \quad (23)$$

O I de Moran multivariado é uma medida de auto correlação, que averigua num contexto bivariado calculado pelas equações 24 e 25. O objetivo desta análise é verificar se o valor numa dada variável observado tem alguma associação linear com os valores de outra variável numa região vizinha. Para exemplificar suponhamos que o pesquisador queira analisar se o preço da terra guarda alguma associação com áreas plantadas de milho. Caso haja correlação positiva, pode-se afirmar que o preço da terra sobe em regiões que apresenta grandes áreas colhidas de milho.

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z_1'Wz_2}{z_1'z_1} \quad (24)$$

E na forma matriz W for normalizada na linha, a expressão a cima transforma-se em:

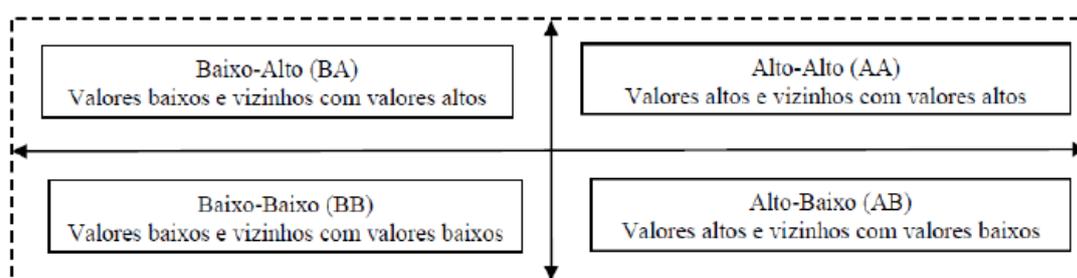
$$I = \frac{z_1' W z_2}{z_1' z_1} \quad (25)$$

O diagrama de dispersão de Moran mostra a defasagem espacial da variável de interesse no eixo vertical e o valor da variável de interesse no eixo horizontal. Nesse diagrama as duas variáveis analisadas são padronizadas, com média zero e variância unitária. Enfim o diagrama de dispersão de Moran é somente o gráfico de dispersão da nuvem de pontos representados pelas regiões, com a declividade da reta de regressão por MQO. Na equação 26:

$$Wz = \alpha + \beta z + \varepsilon \quad (26)$$

Com esse diagrama é possível analisar se a correlação global é negativa ou positiva, como também diagrama fornece muitas outras informações interessantes, tais como quadrantes representando quatro tipos de associação linear espacial: Alto-Alto (AA), Baixo-Baixo (BB) Alto-Baixo (AB) e Baixo-Alto (BA); como pode ser observado na figura 3.

Figura 25: Quadrantes do I de Moran.



Fonte: (ALMEIDA, 2012,p.137)

De acordo com Geary (1954), as estatísticas dadas para cada "país" são distribuídas em aleatória ou se formam um padrão. O instrumento estatístico é a relação de contiguidade "c" definido pela equação 27.

$$c = \frac{n-1}{2 \sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad (27)$$

É uma generalização da relação de Von Neumann 1941, usada em uma análise dimensional, particularmente a série temporal. No trabalho realizado pelo pesquisador limita-se a problemas bidimensionais, mas é evidente que a teoria se aplica a qualquer número de dimensões.

Na equação 27 se os números adjacentes contados são geralmente mais próximos do que aqueles para municípios não adjacentes, a relação claramente tende a ser menor do que a unidade. As constantes são tais que, quando as estatísticas são distribuídas aleatoriamente nos municípios, o valor médio da razão dá uma unidade. As estatísticas serão consideradas contíguas se a proporção real encontrada é significativamente menor do que a unidade, recorrendo-se a erro-padrão. A teoria é discutida dos pontos de vista de randomização e teoria clássica normal.

Com a randomização da abordagem, as observações se somos o universo e não suposição precisa ser feita quanto à natureza da distribuição de frequência. No caso "normal," a suposição é de que as observações relativas ao fato de sermos podem ser consideradas como uma amostra aleatória de um universo normal.

Geary (1954) aponta que a teoria é também estendida aos problemas de regressão. Sugere-se que, se as variáveis dependentes encontram-se à falta de contiguidade e constitui uma primeira face caso por quanto às variáveis independentes são incluídas. Como explicar completamente as variáveis dependentes. Pode-se pensar na possível existência de motivos para desenvolver os aspectos de regressão. Se a teoria vier a ser aplicada ao contágio de problemas (taxas de mobilidade e mortalidade ou números), não podemos encarar o fato de contágio no sentido estreito (que a doença foi transmitida por contatos) como estabelecido ou usar a relação como a medida da força do contágio, a menos que um tem removido fatores causais (variáveis independentes), que podem se ter a propriedade de contiguidade. Contágio só pode ser estabelecida de restos quando os efeitos do causativo foram devidamente autorizados para. Por exemplo, se a doença é conhecida por variar de acordo com o grupo social, é claramente necessário o correto estudo deste efeito, que em si é muito provável que seja contíguo.

Logo o valor de "c" de Geary situa-se entre 0 e 2, ao passo que o seu valor esperado é de 1. O valor da estatística está entre 0 e 1, caso que há auto correlação positiva e entre 1 e 2; auto correlação negativa. Para saber se há auto correlação a estatística de Geary tem que ser estatisticamente diferente de uma unidade seja avaliada pelo pressuposto da

permutação ou da normalidade. A estatística  $c$  de Geary também pode ser expressada em termos padronizadas, essa análise é importante pois a medida que a amostra cresce elas tendem a ter o mesmo comportamento da forma padronizada, é expressa na equação 28:

$$Z(c) = [c - E(c)]/DP(c) \quad (28)$$

Em que  $E(c)$  e  $DP(c)$  são respectivamente, o valor esperado e o desvio padrão teórico de  $c$  de Geary. Na estatística elaborada por Getis-Ord (1992), há uma outra medida de auto correlação global, dado pela fórmula 29. No entanto ela é computada apenas para auto correlação positiva entre as variáveis. Essa estatística funciona da seguinte forma; verifica-se as regiões que ficam dentro de um raio fixo ( $d$ ) da região e deste modo as regiões que ficam dentro do raio assumem valor unitário, pois são consideradas vizinhas. Caso contrário, recebem valor nulo, pois não são conectadas. É possível usar outra matriz de peso desde que esta faça parte de binários.

$$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j} \quad (29)$$

Onde  $y_i$  é o valor observado da região  $i$  enquanto  $y_j$  é o valor da região adjacente a  $i$  e  $w_{ij}$  representa os elementos da matriz de ponderação espacial, e o numerador e o denominador são expressos na forma de produto cruzado. O padrão sistemático Alto-Baixo (AB) ou Baixo-Alto não é contemplado nesse indicador. A média da estatística  $G_i$  é dada pela equação 30.

$$E(G) = \frac{W_i}{n-1} \text{ e } W_i = \sum_j W_{ij}(d) \quad (30)$$

A interpretação da estatística de Getis-Ord é baseada apenas nos valores assumidos pela estatística  $Z$  padronizada,  $Z(G)$ . A fórmula de  $Z(G)$  é expressa na equação - 33.

E  $\text{Var } G_i$  é expressa por:

$$\text{Var}(G_i) = \frac{W_i(n-1-W_i)}{(n-1)^2(n-1)} \left[ \frac{s(i)}{\bar{y}(i)} \right]^2 \quad (31)$$

$$\text{Em que } \bar{y}_i = \frac{\sum_j y_j}{n-1} \text{ e } s^2(i) = \frac{\sum_j y_j^2}{n-1} - [\bar{y}(i)]^2 \quad (32)$$

$$Z(G) = [G-E(G)]/DP(G) \quad (33)$$

Em que  $E(G)$  e  $DP(G)$  são respectivamente, o valor esperado e o desvio padrão teórico de  $G$  de Getis-Ord. A partir do valor padronizado é testada a significância da estatística de Getis-Ord, onde a hipótese nula corresponde a não auto correlação espacial e a possibilidade da auto correlação negativa.

As desvantagens associadas a essa estatística são: a não consideração da detecção da auto correlação negativa; a não possibilidade de cálculo da estatística quando há valores não positivos (nulos ou negativos) e a estatística exige matriz de peso binária.

#### 4.2.2 O índice de auto correlação local

A ausência quanto à forte presença de auto correlação global podem ocultar associações espaciais locais, como *clusters* ou *outliers* espaciais. Alguns autores propuseram algumas formas de solucionar tal problema. Anselin (1995) propôs um novo indicador capaz de capturar padrões locais de associação linear, que chamou de I de Moran local. Dessa forma, Almeida (2012) define que o I local provê indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno de uma determinada observação, identificando *clusters* espaciais, estatisticamente significantes.

Um indicador local visa analisar localmente a associação espacial do lugar, baseada num indicador de concentração espacial. É útil quando a estatística global não consegue captar eventuais bolsões localizados de concentração espacial.

O Índice de Moran Local, proposto na literatura por Anselin (1995), faz uma decomposição do indicador global de auto correlação na contribuição local de cada observação em quatro categorias (AA, BB, AB e BA). Alto-Alto (AA) significa que na região  $i$  é alta em relação a média e seu vizinho  $j$  também é alto, Baixo-Baixo (BB) indica que na região  $i$  é baixa em relação á média e seu vizinho é baixo também e assim por diante.

Nos chamados indicadores LISA "Local Indicator of Spatial Association", a estatística deverá satisfazer dois critérios:

- a) A capacidade, para cada observação, de indicar clusters espaciais, significativos estatisticamente;
- b) A propriedade de que o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de auto correlação espacial global correspondente;

A vantagem de um índice ser LISA, de acordo com Almeida (2012), é que quanto maior for o índice de Moran Global, menos afetará as significâncias dos testes locais. Outra vantagem é poder captar uma associação espacial negativa, ou seja, os valores são dissimilares, e os  $I_i$  são negativos. O coeficiente  $I_i$  local para uma variável padronizada pode ser expresso pelas equações 34 e 35.

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^j w_{ij} z_j \quad (34)$$

ou por:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y}) / n} \quad (35)$$

Onde  $z_i$  é a variável estudada na forma padronizada na região em que se deseja saber o  $I_i$ ,  $w_{ij}$  é a matriz de peso e  $z_j$  é o valor da variável vizinha.

Na equação 37, dá-se a somatória do  $I$  de Moran local e  $K$  é a somatória de  $z_i^2$  multiplicando o índice global teremos a igualdade entre ambos (índice global e somatório do índice local). Desse modo cumpre o pressuposto da letra b.

Pode-se<sup>6</sup> provar que somatória de  $I_i$  é dado nas equações 36 e 37

$$\sum_i I_i = \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j \quad (36)$$

$$\sum_i I_i = KI \quad (37)$$

---

<sup>6</sup> Olhar as manipulações algébricas para relacionar o  $I$  de Moran local e o  $I$  de Moran Global Almeida (2012,p.126).

Após computarmos os  $I_i$  de Moran local deve-se verificar o seu nível de significância e plotá-los no mapa. Com isso poderá observar as regiões de clusters separadas, conforme as categorias citadas (AA, AB, BA e BB). Outra estatística local utilizada é o "c" de Geary. O  $c_i$  de Geary local é expresso na equação 38.

$$c_i = \sum_j w_{ij} (z_i - z_j)^2 \quad (38)$$

A estatística local  $c_i$  é um indicador LISA porque satisfaz os dois requisitos dados pelas letras:  $a$  e  $b$  colocadas anteriormente, pois  $c_i$  local é proporcional ao  $c_i$  global. E por fim a auto correlação espacial local bivariada. Supõem-se duas variáveis de interesse são supostos,  $y_i$  e  $x_i$  e padronizando essas variáveis teremos  $z_{1i}$  e  $z_{2i}$  e a formula do I de Moran local será:

$$I_i^{z_1, z_2} = z_{1i} W z_{2i} \quad (39)$$

Com isso temos uma forma híbrida de análise ao indicar os clusters locais bivariada. No quadro 5 apresentaremos um pequeno resumo das estatísticas: I de Moran, c de Geary, Getis e Ord suas fórmulas, médias, intervalo de valores, e os intervalos das auto correlações positivas e negativas quando houver.

Quadro 5: Resumo estatísticas de auto correlação Global.

Estatísticas	Formula	Média	Intervalo de valores	Auto correlação positiva	Auto correlação negativa
I de Moran	$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{S_0 \sum_{i=1}^n z_i^2}$	-[1/n-1]	[-1,+1]	Valores a cima da média de Moran	Valores a baixo da média de Moran
C de Geary	$c = \frac{n-1}{2} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - y_j)^2}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$	1	[0,2]	$0 < c < 1$	$1 < c < 2$
G de GetisOrd	$G(d) = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij}(d) y_i y_j}{\sum_i \sum_j y_i y_j}$	-	$]-\infty, \infty+[$	Z positivo e z negativo	-

Fonte: Elaboração própria, baseado em Almeida (2012).

No quadro 6 apresenta-se a estatística do I de Moran Local e Global, para os tipos univariado ou multivariado.

Quadro 6: Resumos estatística de auto correlação global, local, univariada e multivariada.

Tipo	Univariada	Multivariada
Local	$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y}) / n}$	$I_{kl}^i = z_k^i \sum_j w_{ij} z_l^i$
Global	$I = \frac{n \sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum \sum w_{ij} \sum (y_i - \bar{y})^2}$	$I = \frac{n z_1' W z_2}{S_0 z_1' z_1}$

Fonte: Elaboração própria, baseado em Almeida (2012).

#### 4.3 MODELOS ECONOMÉTRICOS

A presença de dependência espacial, na qual o preço da terra de uma localização é correlacionado com os preços das terras das observações vizinhas, resulta na inconsistência e ineficiência do Estimador de MQO (Mínimos Quadrados Ordinários). De acordo com Almeida (2012), esse modo de estimação viola o pressuposto de ausência de auto correlação nos erros, pois os erros entre as regiões vizinhas estão correlacionados. Estes problemas serão minimizados por meio da estimação de modelos de regressão espacial que foram implementados pela técnica de máximo-verossimilhança.

No entanto, há duas formas de organizar esse estudo um é pelo cross-section ou corte transversal, a outra maneira é por painel de dados, o qual é composto por informações de unidade de corte transversal e por informações e por informações de unidade de tempo.

A vantagem de trabalhar com painel de dados é por fornecer muito mais informação sobre o fenômeno em estudo, elevando os graus de liberdade e, por consequência, a eficiência do estimador. Em segundo lugar, um painel de dados contém mais variação e menos colineariedade entre as variáveis, bem como permite a especificação de modelos mais sofisticados.

A desvantagem de se usar o painel de dados é devido à dificuldade de organizar tabular as informações vindas de diferentes fontes de dados, logo isso pode demandar mais

tempo e trabalho para a pesquisa. Outro fato é que as variáveis independentes do ano de 2006 e 2011 apresentam vários municípios com miss-value (falta de dados para determinados municípios), entorno de 30 municípios e para contornar esse problema, incorporou-se a estimação desses municípios pela interpolação linear entre anos subsequente e anterior a amostra com miss-value, e assim, os painéis de dados poderiam não ter a eficiência proposta na teoria. Optou-se pela técnica de cross-section para cada ano de análise (2006 e 2011).

Nesse trabalho utilizou-se o modelo SAR e SEM, conforme, fosse o mais ajustado para os respectivos anos 2006 e 2011, pois de acordo com Almeida (2012) se não houver independência das observações, no caso em que os dados possuem dependência espacial típico de dados em corte transversal, não será possível garantir a eficiência do modelo SAR pela regressão de máximo-verossimilhança, para isso sugere a regressão multidirecional nos termos de erros para verificar quais dos modelos será mais eficiente para o problema.

Quatro abordagens espaciais serão abordadas neste trabalho são os modelos Espacial auto regressivo (SAR), Modelo Espacial auto regressivo nos erros (SEM), Modelo de Durbin Espacial (SDM), Modelo Durbin Espacial de erro. Modelo Empírico analisado:

$$PT_{ij} = VP_{ij} + VBP_{ij} + FNT_{ij} + INV_{ij} + ITR_{ij} + AR.M_{ij} + AR.F_{ij} + Prd.M_{ij} + Prd.F_{ij} + Q.solo_{ij} \quad (40)$$

A equação 41 é o modelo de máximo-verossimilhança abordada para o modelo empírico, e portanto, para a regressão.

$$lnL = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\theta^2) + \sum \ln \det(I_n - \rho W) - \frac{(y - \rho W y - XB)'(y - \rho W y - XB)}{2\sigma^2} \quad (41)$$

### 4.3.1 Modelo SAR

O modelo SAR é o de defasagem espacial ou *Spatial Auto regressive Model* (SAR). Esse modelo incorpora um coeficiente auto regressivo espacial, a fim de obter o efeito de “vizinhança” do fenômeno em estudo, que captaria a forma como um fenômeno seria propagado pelas regiões próximas. Assim, esse modelo (em notação matricial) pode ser expresso na fórmula 42.

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (42)$$

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Em que  $y$  contém o vetor  $n \times 1$  de variáveis dependentes; o parâmetro  $\rho$  é coeficiente auto regressivo espacial (um escalar);  $W y$  o vetor  $n \times 1$  de defasagens espaciais para as variáveis dependentes;  $X$  representa a matriz  $n \times k$  de variáveis explicativas;  $\beta$  é o vetor  $k \times 1$  de coeficientes de regressão e;  $\varepsilon$  o vetor  $n \times 1$  de erros aleatórios.

O parâmetro  $\rho$ , de defasagem espacial tem como aponta Almeida (2012), seu valor situado no intervalo aberto entre -1 e 1. Caso esse coeficiente seja maior que a unidade, a auto correlação será positiva, desta forma, altos valores da taxa de homicídios nas regiões vizinhas aumentam o valor da taxa de homicídio na região  $i$ . O resultado inverso, onde  $\rho$  é menor que a unidade, indica que o alto valor da taxa de homicídio nas regiões vizinhas diminui o valor da taxa de homicídio na região  $i$ . Se o valor de  $\rho$  for não estatisticamente significativo não há evidências que haja auto correlação.

#### 4.3.2 Modelo SEM

No modelo SEM a dependência espacial é residual, devido à estrutura auto regressiva de primeira ordem no termo de erro. Logo, utiliza-se esse modelo quando os efeitos não modelados não podem estar correlacionados com nenhuma variável explicativa da regressão. O modelo SEM, auto regressivo de primeira ordem pode ser expresso na fórmula - 43.

$$y = X\beta + \xi_i \quad (43)$$

$$\xi_i = \rho \omega \xi_k + \varepsilon$$

Onde  $\rho$  é o parâmetro do erro auto regressivo. E  $\omega \xi_k$  é o termo de defasagem espacial dos erros de  $\xi_i$ , pois  $\omega \xi_k$  são vizinhos do  $\xi_i$ . O erro de uma dada observação é dado pela média dos erros nas vizinhanças, mais um componente aleatório  $\varepsilon$ .  $\omega$  é a matriz de peso. Conforme expresso na equação. Outra forma de escrever é dada na formula - 44.

$$Y = X\beta + (I_n - \rho\omega)^{-1}\varepsilon \quad (44)$$

É preciso que a matriz  $(I_n - \rho\omega)$  seja não singular, determinante não nulo, para atender tal situação, sendo necessário que matriz  $\omega$  tenha a soma de suas linhas e a soma de suas colunas limitadas a um número fixo. A variável dependente é influenciada pelos choques vindos de todas as regiões e é preciso que seja  $|\rho| < 1$ , pois isso indica que o efeito do transbordamento decresce à medida que afastamos do epicentro.

### 4.3.3 Modelo SDM

O modelo de durbin espacial incorpora a ideia de transbordamento por meio da defasagem das variáveis independentes ( $WX$ ). Podemos mencionar que além disto incorpora um processo de difusão técnica por meio da inclusão da variável endógena defasada espacialmente ( $Wy$ ). E por assim dizer o modelo de Durbin tem um alcance global dado pelo multiplicador espacial, quanto um alcance localizado dado pelas defasagens espaciais das variáveis explicativas. Como visto nos modelos anteriores é necessário que tanto  $\rho < 1$  quanto  $\lambda < 1$ , pois isso indica que o efeito do transbordamento decresce à medida que afastamos do epicentro. Segundo Almeida (2012) o modelo aparece a defasagem da variável dependente e a defasagem das variáveis explicativas. Isso pode gerar multicolinearidade, tornando eventualmente instáveis os coeficientes estimados, se a correlação entre  $X$  e  $WX$  for muito elevada. O modelo Durbin espacial é expressado pela equação 45.

$$y = \rho Wy + X\beta + WX\tau + \varepsilon \quad (45)$$

### 4.3.4 Modelo SDEM

No modelo regressivo espacial cruzado dado pela fórmula 46, assim como o apresentado anteriormente, supõe-se que algumas ou até mesmo todas as variáveis explicativas tenham seus efeitos espalhados para regiões vizinhas, além de apresentar uma defasagem espacial para a variável dependente.

Nesse tipo de modelo incorpora-se transbordamento espacial global não modelado, o qual afeta o termo de erro dado por  $\lambda W_2 u$ , e o alcance espacial local, devido ao efeito cruzado da variável independente. A ideia deste modelo é a seguinte: suponha que em uma função de produção as variáveis explicativas capital e trabalho serão capazes de influenciar

o nível de produção nas regiões vizinhas e ao mesmo tempo o termo de erro entre as regiões são interligados.

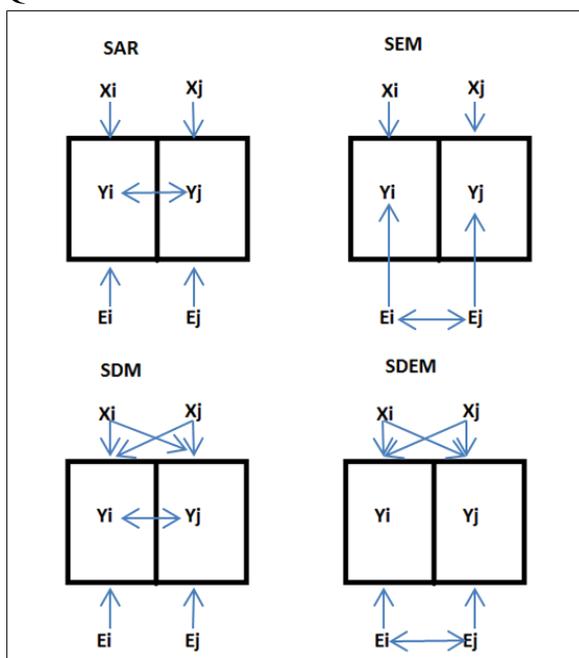
$$y = W_1 X \tau + X \beta + \lambda W_2 u + \varepsilon \quad (46)$$

#### 4.3.5 Quadro resumido dos modelos econométricos

No quadro 7 apresenta uma forma ilustrativa e resumida para os modelos econométricos apresentados, onde  $Y_i$  e  $Y_j$  são as variáveis dependentes;  $X_i$  e  $X_j$  as variáveis independentes e  $E_i$  e  $E_j$  os termos de erros entre a região  $i$  e sua adjacente.

Enquanto isso as flechas e suas direções nos dizem quem está afetando. Por exemplo, uma flecha que sai de  $X$  e chega em  $Y$  diz que  $X$  afeta  $Y$ . No quadro-7 temos o resumo dos quatro modelos econométricos: SAR, SEM, SDM, SDEM de uma forma ilustrativa.

Quadro 7: Modelos Econométricos.



Fonte: Elaboração própria, baseado em Almeida (2012).

#### 4.3.6 Escolha do modelo econométrico

Para a escolha do modelo mais adequado, Almeida (2004) sugere a estratégia

proposta por Florax et al. (2002 apud ALMEIDA, 2004) que consiste em: estimar o modelo clássico de regressão linear por meio do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); testar a hipótese de ausência de autocorrelação espacial devido a uma defasagem ou a um erro por meio das estatísticas do Multiplicador de Lagrange (ML) para defasagem ( $ML\rho$ ) ou erro ( $ML\lambda$ ); caso ambos os testes não sejam significativos, usar MQO como método de estimação; caso ambos os testes sejam significantes, estimar o modelo sugerido como mais significativo pelas versões robustas do teste de Multiplicador de Lagrange.

#### 4.4 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

##### **a) Preços das terras (Pt)**

O levantamento de preços de terras agrícolas em Santa Catarina é um trabalho realizado anualmente no quarto trimestre de cada ano pelo Epagri-Cepa Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina e Centro Socioeconômico de Planejamento Agrícola ano de 2014, com o objetivo de conhecer a evolução dos preços das terras utilizadas na agricultura, de modo a permitir e subsidiar o gerenciamento de políticas agrícolas e dar suporte a estudos e projetos.

Os preços das terras são valores referenciais do município, por isso, estão sujeitos a grandes variações, principalmente, devido aos fatores localização do imóvel, topografia e qualidade do solo, grau de aproveitamento agrícola, etc. O Epagri-Cepa (2014) recomenda outras formas de levantamento para se conseguir a maior precisão do preço da terra agrícola para aqueles que desejam obter lucro econômico no mercado de terras, portanto não se trata de um projeto que julga os preços das terras agrícolas em Santa Catarina.

A metodologia do levantamento da terra é feita pelos técnicos do Epagri-Cepa, nos municípios integrantes das suas respectivas regiões de atuação, junto a instituições predefinidas, como: prefeituras, cartórios, bancos, cooperativas, imobiliárias, sindicatos, além de técnicos da Extensão Rural e agricultores. As informações obtidas são declaratórias, portanto não refletem transações efetivas. A pesquisa contempla o levantamento da terra nua (sem benfeitorias) para uso agrícola, não valendo para terras em áreas de preservação permanente.

Para a determinação dos preços foram estabelecidas 5 classes de terras a serem pesquisadas:

1. TERRA DE VÁRZEA SISTEMATIZADA - Terra de várzea envalada, nivelada e entaipada, pronta para o cultivo do arroz irrigado.
2. TERRA DE VÁRZEA NÃO SISTEMATIZADA - Planície normalmente fértil, cultivável, e que apresenta potencial para ser sistematizada.
3. TERRA DE PRIMEIRA - Terra mecanizável e de boa fertilidade ou terra de várzea que não apresenta potencial para ser sistematizada.
4. TERRA DE SEGUNDA - Terra mecanizável de baixa fertilidade ou terra não-mecanizável de boa fertilidade.
5. TERRA DE CAMPO NATIVO/REFLORESTAMENTO - Terra de campo nativo, solo raso ou pedregoso, inadequada à mecanização ou terra de topografia bastante acidentada, geralmente, utilizada para reflorestamento.

Para cada uma das categorias existentes no município são levantados os preços mínimos, mais comuns e máximos, considerando a localização e as características físico-químicas da terra. Estes dados sofrem crítica de consistência no momento da coleta, eliminando-se os valores díspares (fora do padrão) e ao término do levantamento são remetidos à sede da Epagri-Cepa, onde são tabulados e tratados para uma posterior divulgação. A referência de preço final para o município é apresentada da seguinte forma: preço mínimo, menor valor observado; preço mais comum, cotação mais frequente entre os valores coletados; preço máximo, maior valor observado no levantamento.

Sendo que para esse trabalho a classe utilizada é a terra de primeira e preços mais comum, os preços mais frequentes. Existem localidades que não temos nos dados primários (falta no banco de dados a variável independente ou miss-value) o preço da terra para determinado município, para solucionar esse problema foi observado os anos mais próximos anterior e posterior que possuam o dado e obtido o preço da terra para certo município por meio da interpolação linear, para a proxy de dados para tal município.

#### **b) Relação investimento por receita corrente (INV)**

Essa variável é dado pela divisão entre o crédito de investimento e a receita corrente, o objetivo é saber o quanto de investimento está recebendo a região rural, pois acredita-se que quanto maior for o investimento mais a propriedade rural investirá em melhorias e por sua vez subirá o preço da terra; essa variável foi incorporada para captar a liquidez, e espera-se que um município que esteja elevando os investimentos a cima da arrecadação gere expectativas de crescimento e valorização da região, consequentemente, impactará no mercado de terras.

O crédito de investimento de acordo Ministério da Agricultura (2014) referente à agregação do saldo contábil das operações de crédito para investimento (bens e serviços cujo aproveitamento se estenda por vários ciclos produtivos) e são aplicados em bens ou serviços duráveis. Realizado pelas agências das instituições financeiras do município aos 31 de dezembro. É uma desagregação das variáveis propostas anteriormente, só que esta refere-se apenas ao investimento.

A receita corrente municipal é dada pelo Ministério da Fazenda em conjunto com a Secretaria do Tesouro Nacional. Essa variável engloba as receitas tributária, de contribuição, patrimonial, industrial, agropecuária, de serviços, as transferências correntes, e as demais receitas correntes. Vale assinalar que essas receitas, para guardarem consonância com a conceituação dada às receitas correntes, por intermédio da Lei no 4.320/64, deverão ser destinadas a atender despesas classificáveis em despesas correntes. O universo de municípios da tabela é definido pelo IBGE no levantamento censitário. As variáveis utilizadas são referentes aos anos de 2006 e 2011 a fórmula contábil é: receita orçamentária = receita corrente (-) deduções receita corrente (+) receita de capital. A diferença entre receita orçamentária e o somatório da receita corrente e receita de capital se deve às deduções relativas ao fundef.

### **c) Financiamento total (FNT)**

De acordo com Ministério Agricultura (2015) o crédito rural, ou também conhecido como financiamento total abrange recursos destinados ao custeio, investimento ou comercialização. O seu manuseio, finalidades e condições estão estabelecidas no Manual de Crédito Rural (MCR), elaborado pelo Banco Central do Brasil.

Essas normas são seguidas por todos os agentes que compõem o Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR), como bancos e cooperativas de crédito. Dessa forma podemos

qualificar as modalidades: crédito de custeio, crédito de investimento e crédito de comercialização.

Os créditos de custeio ficam disponíveis quando os recursos se destinam a cobrir despesas habituais dos ciclos produtivos, da compra de insumos à fase de colheita. Já os créditos de investimento são aplicados em bens ou serviços duráveis, cujos benefícios repercutem durante muitos anos. Por fim, os créditos de comercialização asseguram ao produtor rural e a suas cooperativas os recursos necessários à adoção de mecanismos que garantam o abastecimento e levem o armazenamento da colheita nos períodos de queda de preços.

O produtor pode pleitear as três modalidades de crédito rural como pessoa física ou jurídica. As cooperativas rurais são também beneficiárias naturais do sistema. Ano a ano, o governo Federal tem alocado cada vez mais recursos para o crédito rural. A maior parte do dinheiro destina-se a créditos de custeio para cobrir os gastos rotineiros com as atividades no campo. Esse dinheiro é tomado diretamente nos bancos ou por meio das cooperativas de crédito.

A oferta de linhas de créditos para investimentos conta com recursos do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) os Fundos Constitucionais de Financiamento do Centro-Oeste, Norte e Nordeste, conhecidos, pela ordem, como FCO, FNO e FNE.

No caso do financiamento total que é a soma das três modalidades de crédito, entre as atividades agropecuárias e agricultura. Embora os recursos possam ser desmembrados, em nível municipal entre uma modalidade ou outra, para o Estado de Santa Catarina. Optou-se utilizar aquela variável em função das informações apresentarem-se falhas, ocorrendo de nem todos os municípios participarem de todas as alternativas de financiamento a agricultura.

Ao utilizar essa variável no modelo pretende-se captar a liquidez, pois acredita-se que um crescimento do volume de financiamento pode influenciar positivamente as expectativas dos demandantes que podem ter acesso ao crédito por meio da posse da terra; essa variável deverá ser dada pelo número de hectares da área de pasto mais lavoura, fornecido pela pesquisa agropecuária de 2006, afim de que possamos ter o valor do financiamento por ha. Enfim, a evolução da variável influencia as expectativas e traz maior liquidez para o mercado de terras e tenha influência positiva sobre o preço da terra.

#### **d) Valor Bruto da Produção (VBP)**

O Valor Bruto da Produção Agropecuária (VBP) mostra a evolução do desempenho das lavouras temporária e permanente e da pecuária ao longo do ano que corresponde ao faturamento bruto dentro do estabelecimento. Calculado com base na produção da safra agrícola e da pecuária, e nos preços recebidos pelos produtores a nível dos municípios de Santa Catarina. É a capacidade de a propriedade gerar renda, pois converte todos os bens produzidos em uma propriedade em termos monetários. Obtida pela PAM - Pesquisa Agropecuária Municipal. E essa variável espera-se que tenha impacto positivo sobre o preço da terra agrícola

#### **e) Imposto territorial rural (ITR)**

As informações sobre o ITR e a receita corrente para os municípios de Santa Catarina são obtidas na Secretaria do Tesouro Nacional e este órgão recorre a coleta de dados contábeis, por meio do Sistema de Coleta de Dados Contábeis (SISTN), mantido em parceria com a Caixa Econômica Federal, com o objetivo de consolidação das contas nacionais. A Portaria nº 683, de 2011, estabelece as regras para a inserção de dados no SISTN.

Os dados a serem obtidos anualmente têm por abrangência os estados (26 unidades), o Distrito Federal e mais de 5.500 municípios.

O imposto incide sobre as propriedades rurais e a alíquota será maior nas propriedades maiores e que apresentarem improdutivas e não incide sobre pequenas glebas rurais, definidas em lei, quando o proprietário que a explore não possua outro imóvel.

A base de cálculo do ITR é o Valor da Terra Nua Tributável (VTNT). O valor do ITR a ser pago é obtido mediante a multiplicação do VTNT pela alíquota correspondente, considerados a área total e o grau de utilização (GU) do imóvel rural. Grau de utilização é a relação percentual entre a área efetivamente utilizada pela atividade rural e a área aproveitável do imóvel rural; constitui critério, juntamente com a área total do imóvel rural, para a determinação das alíquotas do ITR. Na hipótese de inexistir área aproveitável depois de excluídas às áreas não tributáveis e as áreas ocupadas com benfeitorias úteis e necessárias, o GU não pode ser calculado e serão aplicadas as alíquotas correspondentes

aos imóveis rurais com grau de utilização superior a oitenta por cento, observada a área total do imóvel.

De acordo com Malassie (2014) a análise desta variável é movida pelo fato deste ser um custo para o proprietário de terras; neste sentido, espera-se encontrar uma relação inversa entre o preço da terra e o ITR. Desta forma em locais com alto preço da terra, o ITR não seria significativo para representar um custo que levasse à queda no preço. E portanto, teria impacto negativo sobre o preço da terra.

**f) Valorização patrimonial (VP)**

É uma variável construída e dá-nos a expectativa formada pelos demandantes de terra, os quais formam suas expectativas com base em informação ex-antes; isso dá-nos a noção de possíveis valorizações e tendência do preço da terra para o futuro. A variável é formada pela diferença entre o preço da terra entre dois períodos consecutivos, e assim espera-se que tenha impacto positivo sobre o preço da terra.

**g) Área de lavoura por município e área de pasto natural.**

O Censo Agropecuário em geral segundo o IBGE (2006) investiga os estabelecimentos agropecuários e as atividades neles desenvolvidas, obtendo informações detalhadas sobre as características do produtor e do estabelecimento, bem como sobre a economia e o emprego no meio rural, no que diz respeito à agricultura, pecuária e agroindústria.

A importância desta variável é determinar o tamanho da área do município destinada a lavoura e pecuária, com isso pode-se fazer uma relação entre as variáveis desejadas (VBP, FNT e outras...) pela área de lavoura e pasto. Enfim essa variável seria usada apenas como divisor para outras variáveis para obtê-las por ha; por exemplo teríamos o VBP por hectares (área de lavoura+pasto) no município.

**h) Área colhida de milho e área colhida de fumo; produtividade do milho e fumo:  
(Ar.M), (Ar.F), (Prd.M), (Prd.F)**

A PAM Pesquisa Agropecuária municipal do IBGE apresenta informações sobre a área plantada, área colhida, quantidade produzida, rendimento médio obtido e valor da

produção dos produtos das culturas temporárias e permanentes, por Grandes Regiões e Unidades da Federação. Traz uma análise aprofundada sobre o desempenho das lavouras de maior relevância produtiva e comercial, que destaca, entre outros aspectos, a distribuição espacial dos principais produtos agrícolas no território, sua participação relativa no valor total da produção regional e nacional, colheitas obtidas nos principais municípios produtores, bem como os fatores de maior influência nos resultados e na produtividade dessas lavouras. Inclui, ainda, a conceituação das características investigadas. Para tanto a variável de interesse nesse trabalho será área colhida e produtividade da terra.

A produtividade do milho e do fumo foi incluída no modelo por ser um Proxy de liquidez, pois se espera que quanto maior a produtividade do milho, maior o interesse do investidor pela terra e portanto espera-se que impacta positivamente o preço da terra. A produtividade de uma cultura indica a possibilidade de ganhos com a posse da terra. E a produtividade é dada pela quantidade de milho colhida em quilos dividido pela área plantada em ha.

A área de milho colhida é dada pela divisão área plantada com milho pela área de lavoura e área pecuária em ha para cada município, a mesma análise se faça para a cultura do fumo. A variável é uma proxy para liquidez porque espera-se que municípios nos quais haja uma maior área plantada com milho seja um atrativo para o agricultor investir na aquisição da terra, e assim espera-se que tenha impacto positivo sobre o preço da terra.

#### **i) Tipos de solo (Q.Solo)**

A variável tipos de solo espera-se que impacta positivamente o preço da terra. Essa variável foi introduzida no modelo com a finalidade de obter o melhor ajuste espacial, pois espera-se que os tipos de solo apresentem aptidão melhor para certas atividades agropecuária e atividades que tenham o maior valor agregado estará associada a um determinado tipo de solo, e este seria capaz de influenciar o preço da terra. Essa variável é categórica, e deste modo é enumerado a qualidade do solo de 0 à 6, aquele que tiver a maior qualidade receberá o maior número e o de menor qualidade receberá o menor número, e assim essa variável foi elaborada por Caixeta (2015), em que o autor verifica no mapa do Cepa-Epagri, as diversas classificações de solo dentro dos municípios de Santa Catarina e julga aquelas classificações que mais predomina em cada município.

Entre os tipos de solos presentes em Santa Catarina pode se citar: Espodossolo, Argissolo, Neossolo, Cambissolo, Latossolo, Nitossolo.

## **5 RESULTADOS**

A análise de AEDE (Análise Exploratória de Dados Espaciais) não pode ser desprezada, pois existe uma imbricação entre a heterogeneidade espacial e a dependência espacial, isto é, a heterogeneidade pode causar a dependência espacial. Por outro lado, a dependência espacial pode causar a heterogeneidade espacial. A dependência espacial é dada pela interação dos municípios com os municípios vizinhos.

A heterogeneidade espacial ocorre devido ao fato de o fenômeno espacial não apresentar estabilidade estrutural (coeficientes variáveis, variância não constante e forma

funcional diferente para vários subconjuntos de dados); com essa análise é feita uma investigação preliminar da distribuição dos dados no espaço e o arranjo destas variáveis no espaço. As análises de AEDE trazem importantes contribuições no sentido de permitir tecer algumas considerações sobre variáveis propostas para o estudo, bem com a escolha de um modelo que capte melhor os efeitos espaciais.

A partir dos mapas de desvio padrão do preço da terra de Santa Catarina, fora possível identificar a formação de arranjos ou agrupamentos de municípios para os quais o preço apresenta certa similaridade. Entretanto, não é possível afirmar se tais similaridades seriam influenciadas pela proximidade locacional entre os municípios. Neste capítulo, apresentam-se os principais resultados desta dissertação: teste para a escolha da melhor matriz de peso, as análises de AEDE para as variáveis agropecuárias e os resultados da regressão dessas variáveis.

Na tabela 8, pode-se observar as diversas convenções: Rainha, Torre, para análise nos anos de 2006 e 2011. Primeiramente, verifica-se que, dentre os valores de I Moran observados, o mais baixo é 0.4890 para o ano de 2006, enquanto o valor esperado, independente da convenção, é de -0.0034. Conclui-se, com isso, que todas as convenções se distanciam, em muito da média, do valor esperado. Assim, para encontrar o melhor modelo, deve-se buscar aquela convenção que tenha o maior I de Moran tanto para o ano de 2006 quanto para 2011. Deste modo, nota-se que a convenção torre é a que apresenta maior I de Moran tanto para 2006 quanto para o ano de 2011; com valores da estatística de 0,4896 e 0,5304 respectivamente; contra os valores da configuração torre que são de 0,4890 e 0,5297. Neste trabalho, optou-se pela configuração torre, justamente por se tratar de uma matriz simétrica.

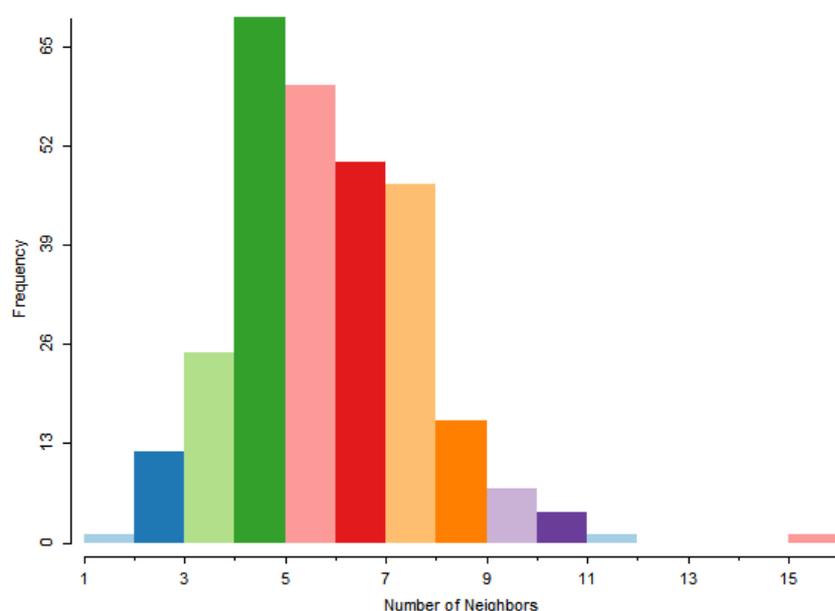
Tabela 8: Índice I de Moran preço da terra agrícola em Santa Catarina (anos de 2006 e 2011).

Ano	Convenções	I de Moran	E(I)	p-valor
2006	Rainha	0.4890	-0.0034	0,01
	Torre	0.4896	-0.0034	
2011	Rainha	0.5297	-0.0034	0,01
	Torre	0.5304	-0.0034	

Fonte: Elaboração própria, baseado em GEODA.

No Gráfico 3, observa-se a frequência de vizinhos proporcionado na configuração torre para os municípios do Estado de Santa Catarina. É pertinente observar que a maior frequência está em 4 vizinhos mais próximos, com frequência superior a 65 municípios, seguido pelos 5 vizinhos mais próximos, com frequência superior aos 52 municípios. A partir desses dados, conclui-se que a maior frequência para a convenção torre de Santa Catarina encontra-se entre 4 a 8 vizinhos e decai muito para quantidade de vizinhos menores e maiores que essa faixa.

Gráfico 3: Histograma da frequência dos vizinhos para os municípios de Santa Catarina.



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

## 5.1 AEDE PARA AS VARIÁVEIS AGROPECUÁRIAS E O PREÇO DA TERRA AGRÍCOLA

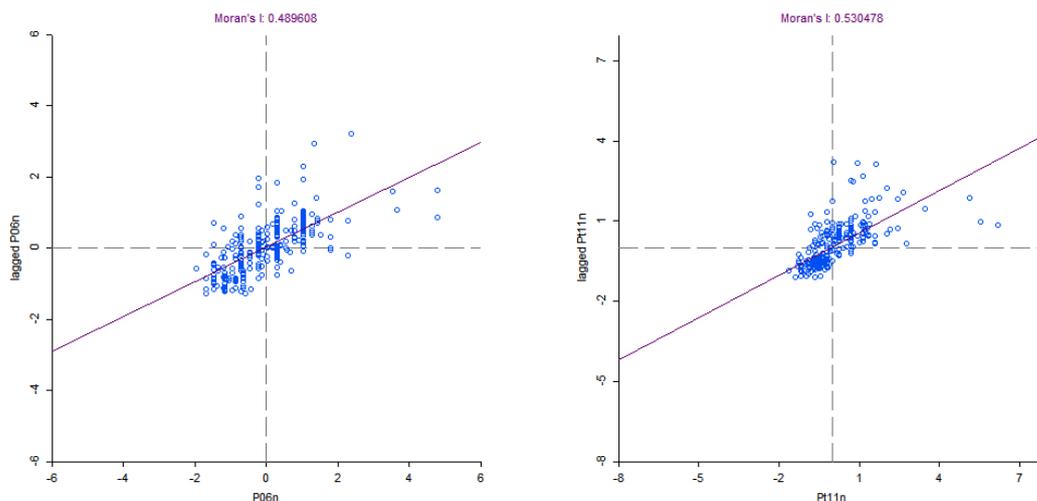
Os diagramas de dispersão, na figura 24, mostram os preços da terra alto em conjunto com vizinhos que apresentaram o preço da terra também alto, pois em ambos expuseram valores positivos para estatística I de Moran. Deste modo, verifica-se que a magnitude do I de Moran foi muito elevada tanto para o ano de 2006 quanto para 2011, respectivamente de 0,4896 e 0,5304, uma vez que os valores esperados para ambos eram de -0,0034. Em 2011, a estatística foi maior do que o ano de 2006. Por conseguinte,

constata-se que, em 2011, o preço da terra maior para vizinhos com preços significativos foi mais evidente e houve um aumento da dependência espacial do preço da terra.

Na figura 27, tem-se os mapas de significância e de Cluster para o preço da terra nos anos de 2006 e 2011. Observa-se que os preços da terra agrícola em 2006, no Estado de Santa Catarina, estão agrupados em predominância com os clusters alto-alto e baixo-baixo, com auto correlação espacial positiva. Em 2006, verifica-se a formação de Cluster Alto-Alto no lado leste e Oeste de Santa Catarina, representados pela cor vermelha, totalizando 28 municípios, ao considerar que há uma proximidade do número dos municípios a Leste e ao Oeste, que são Alto-Alto. Na região central, representada pela cor em azul, há a predominância Baixo-Baixo com 48 municípios. As cidades Alto-Baixo e Baixo-Alto apresentaram um menor número totalizando apenas 6 municípios e os não significativos foram de 211. No mapa de significância, é possível verificar, em termos locais, a significância do I de Moran. Além disso, certificou-se que na região leste os municípios que apresentaram Alto-Alto foram bastante significativos a 1% e, na região oeste, a maioria foi significativo a 5%, e totalizou, portanto, 40 municípios significativos a 5% e 44 municípios foram significativos a 1%.

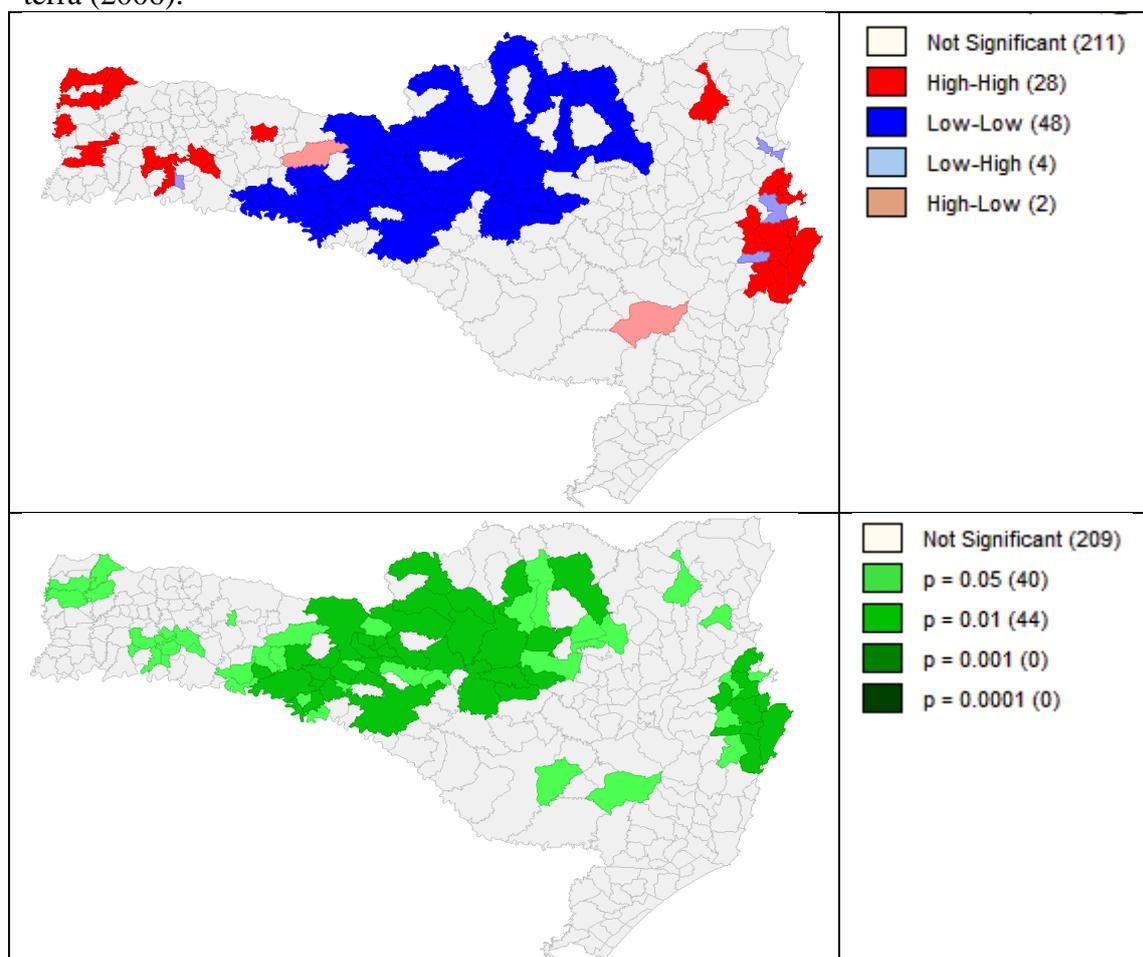
O mapa de significância na região Sul (Campos de Lages e Curitibanos) e Leste (Itajaí, Tijuca e Florianópolis) apresentam significância de 1%. As demais regiões verde-claro obtiveram 5% de significância.

Figura 26: diagramas de dispersão de Moran univariado para o preço da terra nos municípios de Santa Catarina (anos de 2006 e 2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

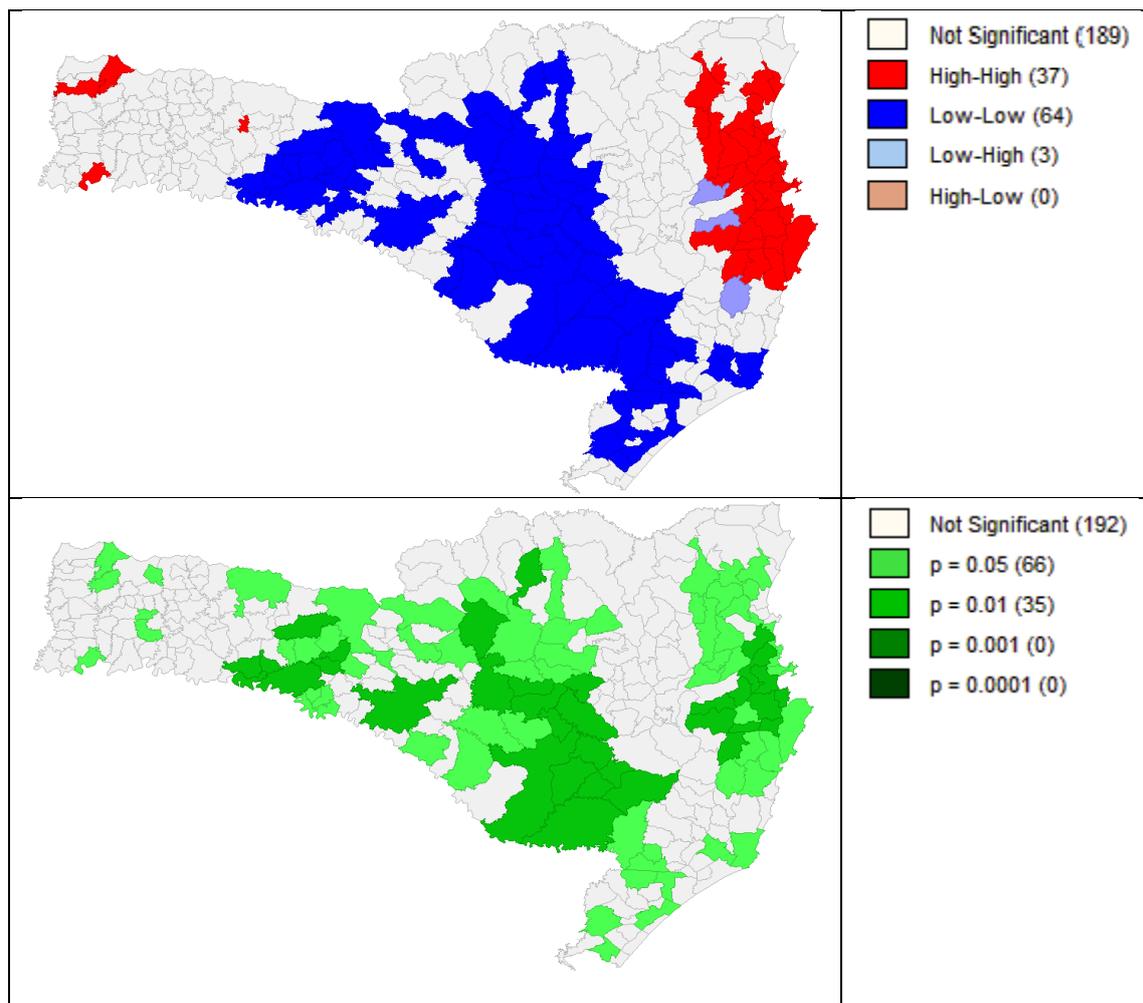
Figura 27: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA univariado preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

No ano de 2011, figura 28, observa-se que a maioria dos municípios estão classificados na condição Alto-Alto e Baixo-Baixo em um total de 37 e 64, respectivamente. OS municípios Baixo-Alto são apenas 3. Com isso, verifica-se que a predominância do Alto-Alto está a Leste, representado pela cor vermelha, em uma quantia superior a de 2006. Na região Oeste, em 2011, decresceu a quantia de municípios Alto-Alto em relação a 2006. Já na região Central e Sul, houve um aumento dos municípios Baixo-Baixo, estes representados pela cor azul.

Figura 28: Mapa de significância e de cluster para indicador LISA uni variado preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na tabela 9, tem-se a estatística global univariada para o preço do milho que, em 2006, foi de 0,2537. Isso indica que há predominância da produtividade de milho alta para vizinhos altos e produtividade baixa para vizinhos com produtividade baixa. No ano de 2011, essa realidade foi mais acentuada, pois o valor do I de Moran era de 0,6777. Para ambos os anos, a estatística do I de Moran é significativa a 1%.

Tabela 9: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da Produtividade do Milho (2006 e 2011).

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
2006	0,2537	0,01	0,1198	0,01
2011	0,6770	0,01	-0,2727	0,01

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

A estatística global bivariada para a produtividade do milho e preço da terra, para os anos de 2006 e 2011, tem valores de 0,1198 e -0,2727, respectivamente. Isso indica que, em 2006, houve uma correlação positiva entre municípios com alta produtividade e vizinhos com alto preço da terra. Em ambos os anos, a estatística bivariada é significativa a 1%. Entretanto, em 2011, essa relação se dá de forma invertida, pois há produtividade do milho alto com preço da terra baixo na vizinhança, ou vice e versa. Tal informação conduz a ideia de que o preço da terra pode estar sendo influenciado por outras atividades ou fatores que não tenham correlação com a produtividade da cultura do milho.

Os indicadores de associação espacial local, que possam ser associados as diferentes localizações de uma variável distribuída espacialmente, são usados em conjunto com o I de Moran; eles refinam nosso conhecimento sobre os processos que dão origem a dependência espacial, já que possibilitam encontrar "bolsões" de dependência espacial que não são evidenciados pelos índices globais. Ademais, permitem uma análise bivariada dos dados, isto é, uma variável independente pode ser testada em conjunto com a dependente. Deste modo, pode-se testar se valores altos da produtividade de milho têm valores altos do preço da terra para determinada vizinhança.

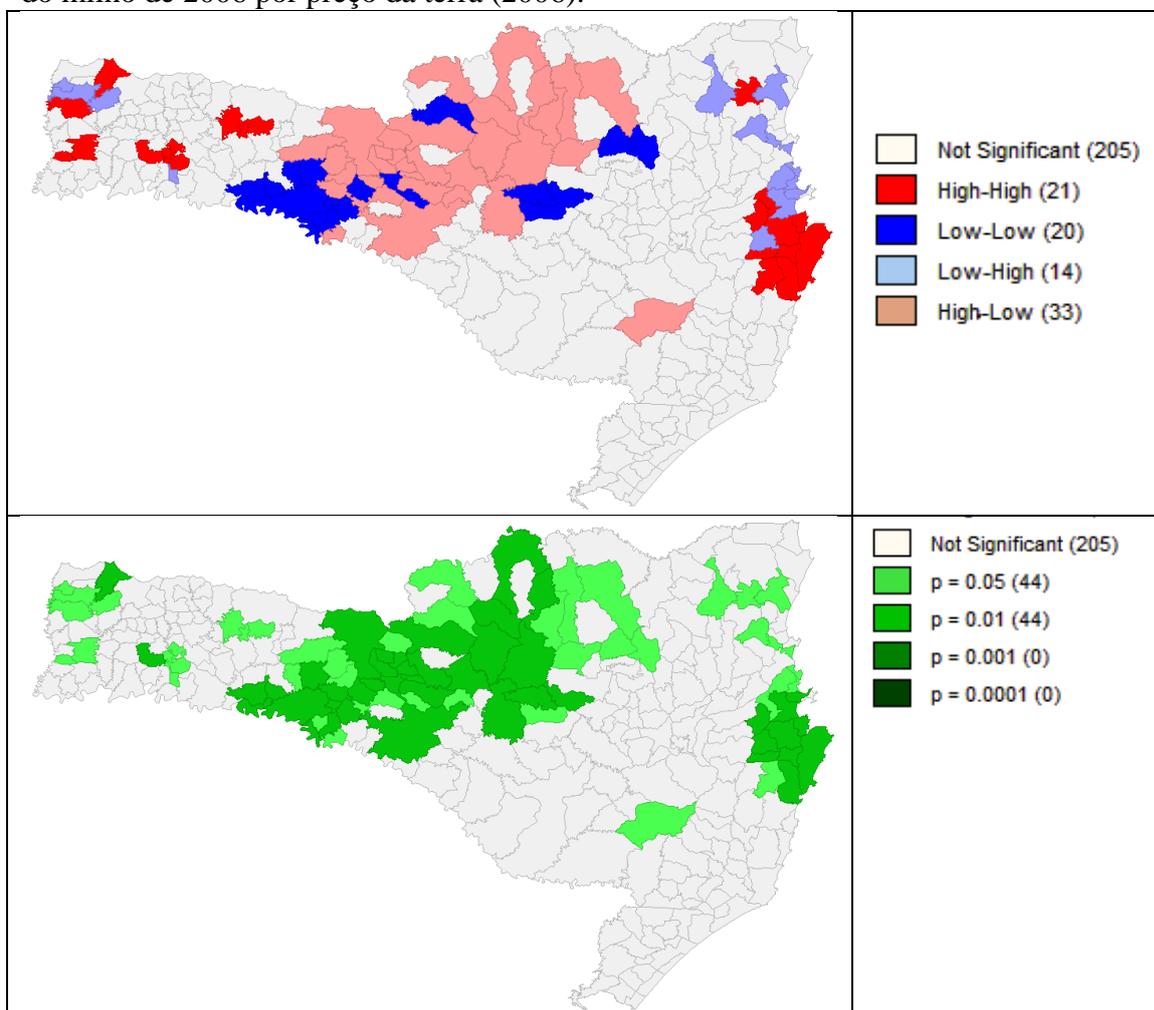
Os indicadores locais produzem um valor específico para cada objeto, permitindo, assim, a identificação de agrupamento de objetos com valores de atributos semelhante (cluster), objetos anômalos (outliers), e de mais de um regime espacial.

Na figura 29, observa-se o indicador lisa bivariado para produtividade do milho e o preço da terra para o ano de 2006. Na região central, obtiveram 33 municípios Alto-Baixo, representados pela cor bege, concentrados mais na área central, isto é, produtividade do milho alto acompanhado com o preço da terra baixo e 21 municípios Alto-Alto localizados na região leste e oeste, representados pela cor vermelha. Os 20 municípios Baixo-Baixo estão espalhados na área central, 14 municípios Baixo-Alto são representados pela cor de tonalidade azul clara. No mapa de significância, nota-se que as regiões central e leste são as que mais concentram municípios com significância de 1%, totalizando 44 municípios. A mesma quantia de municípios registra uma significância de 5% e muitos municípios não foram significativos, totalizando 205. Portanto numa análise local bivariado a correlação negativa é maior.

Na figura 30, em 2011, apenas 6 municípios tiveram alto-alto, sendo mais a oeste, representados pela cor vermelha, e a leste concentram 31 municípios baixo-alto pela cor azul claro na área litorânea, onde há baixa produtividade do milho com o alto preço da

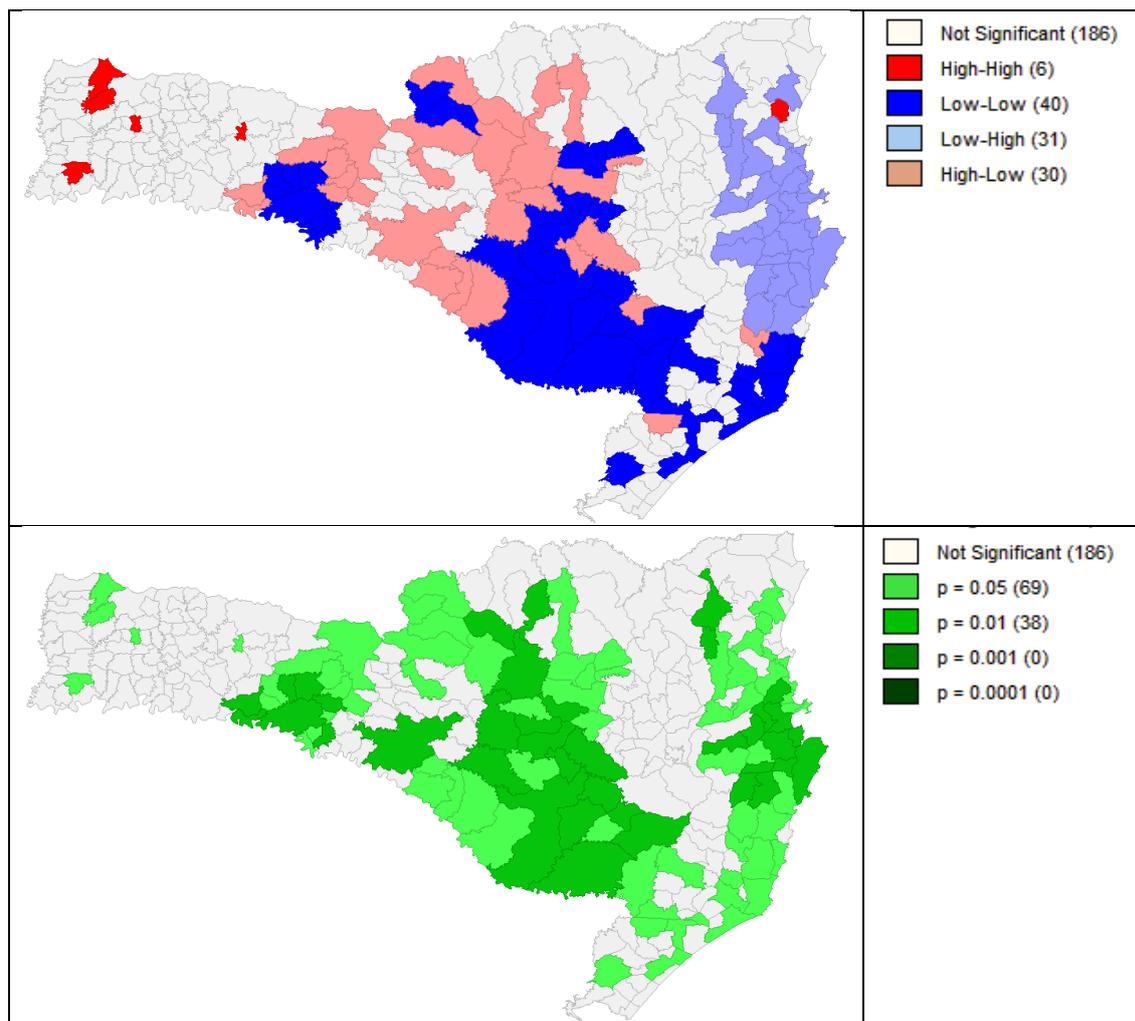
terra. Na área central, concentram-se Alto-Baixo em um total de 30 municípios, representados pela cor bege. Na região Sul, concentram Baixo-Baixo, com 40 municípios e 186 municípios não foram significativos para análise. No mapa de significância na região leste, onde há baixo-alto, e na região mais ao Sul, onde concentra-se Baixo-Baixo, foram as regiões mais predominantes a significância de 1% e abrangem um total de 38 municípios. Já os que obtiveram 5% de significância, são de 69 municípios. Por conseguinte numa análise local bivariado a correlação negativa está mais presente.

Figura 29: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada produtividade do milho de 2006 por preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 30: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada produtividade do milho de 2011 por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na estatística I de Moran univariado, tabela 10, ambos os anos (2006 e 2011) apresentam valores positivos e indicam que as regiões que possuem alta área colhida do milho são vizinhas de regiões que possuem alta área colhida do milho, e vice e versa. Ao comparar o ano de 2006 com o de 2011, em que as estatísticas foram, respectivamente, de 0,0994 e 0,5021, nota-se que esse fenômeno tornou-se muito mais evidente para o ano de 2011, por apresentar o I de Moran elevado; em ambos os anos, as estatísticas são significativas a 1%. Na estatística bivariada, os valores foram de -0,1198 e -0,1627 para 2006 e 2011, respectivamente. Com isso, tem relação negativa e, assim, regiões com maiores áreas colhidas têm o menor preço da terra. Ambos os anos são significativos a 1%.

Na análise local bivariado para o ano de 2006, dada pela figura 31, a região oeste obtém o maior número de Alto-Alto. Representada pela cor vermelha, totalizam 14 municípios. A região Leste, obtém em sua maioria, Alto-Baixo com 19 municípios. A região Central, representada pela cor azul com 21 municípios, próximos entre si,

apresentam Baixo-Baixo, e outros 33 municípios, representados por bege, apresentam Alto-Baixo. 206 municípios não são significativos. No mapa de significância, percebe-se que os municípios a oeste, em sua maioria, foram significativos a 5%. O total de municípios significativos a 5% foi de 40 e os 1% equivalem à 47. Logo numa análise local bivariado a correlação negativa é maior.

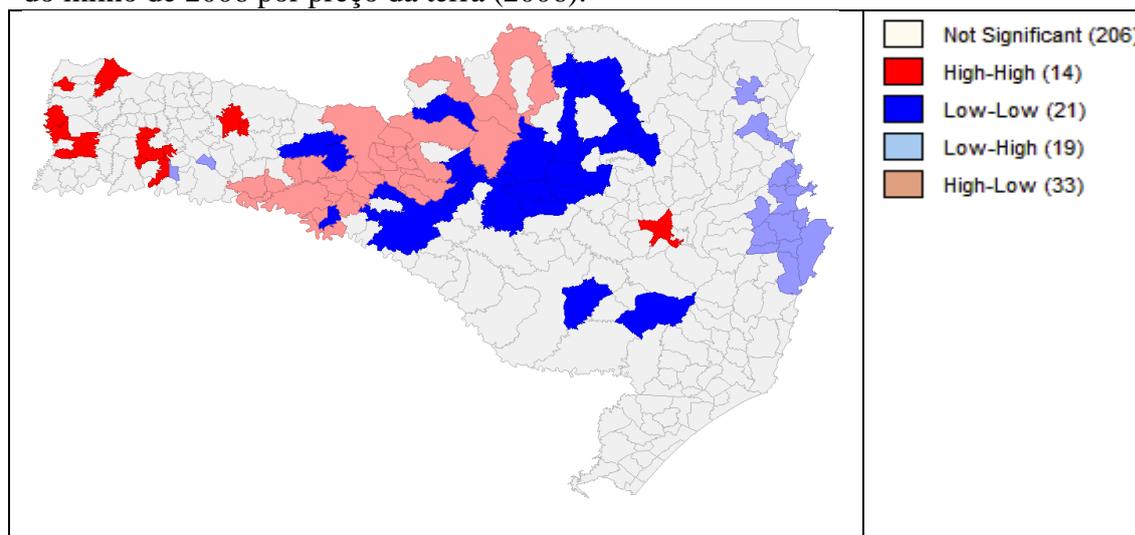
Na análise bivariada para o ano de 2011, figura 32, 39 municípios, a maioria, apresentam Baixo-Baixo para as regiões: Central, Sul e Litorânea Sul, representados pela cor azul. Os 25 municípios apresentam Baixo-Alto, baixa área colhida de milho com vizinhos de alto preço da terra, representados pela cor azul-claro. Os 23 municípios espalhados na região central apresentaram Alto-Baixo. Apenas 4 municípios apresentaram Alto-Alto, representados pela cor vermelha, e 202 não foram significativos. No mapa de Cluster, 40 foram significativos a 1%, enquanto que, a 5%, foram 51 municípios. Assim a correlação negativa foi maior numa análise local bivariado.

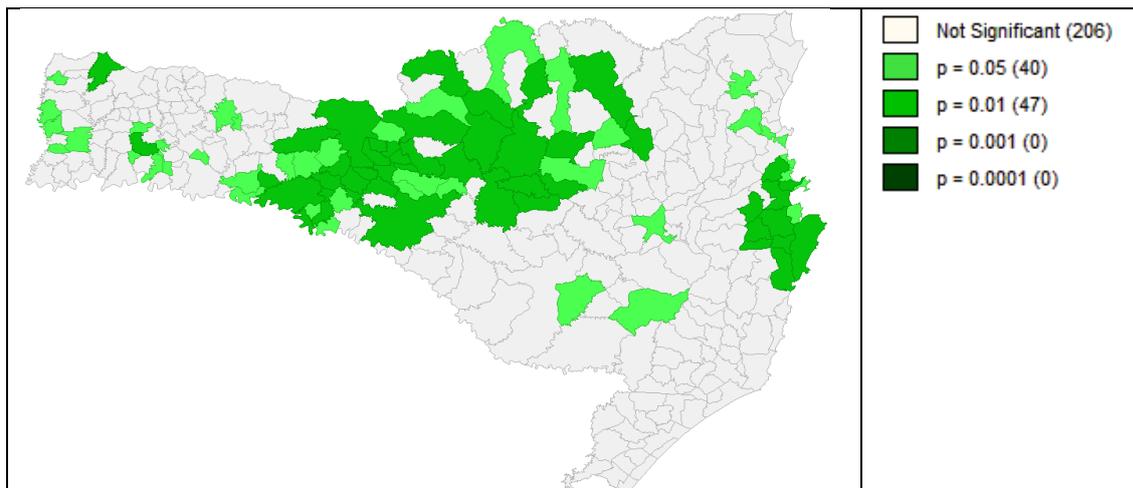
Tabela 10: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da área colhida do Milho (2006 e 2011).

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
2006	0,0994	0,01	-0,1198	0,01
2011	0,5021	0,01	-0,1627	0,01

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

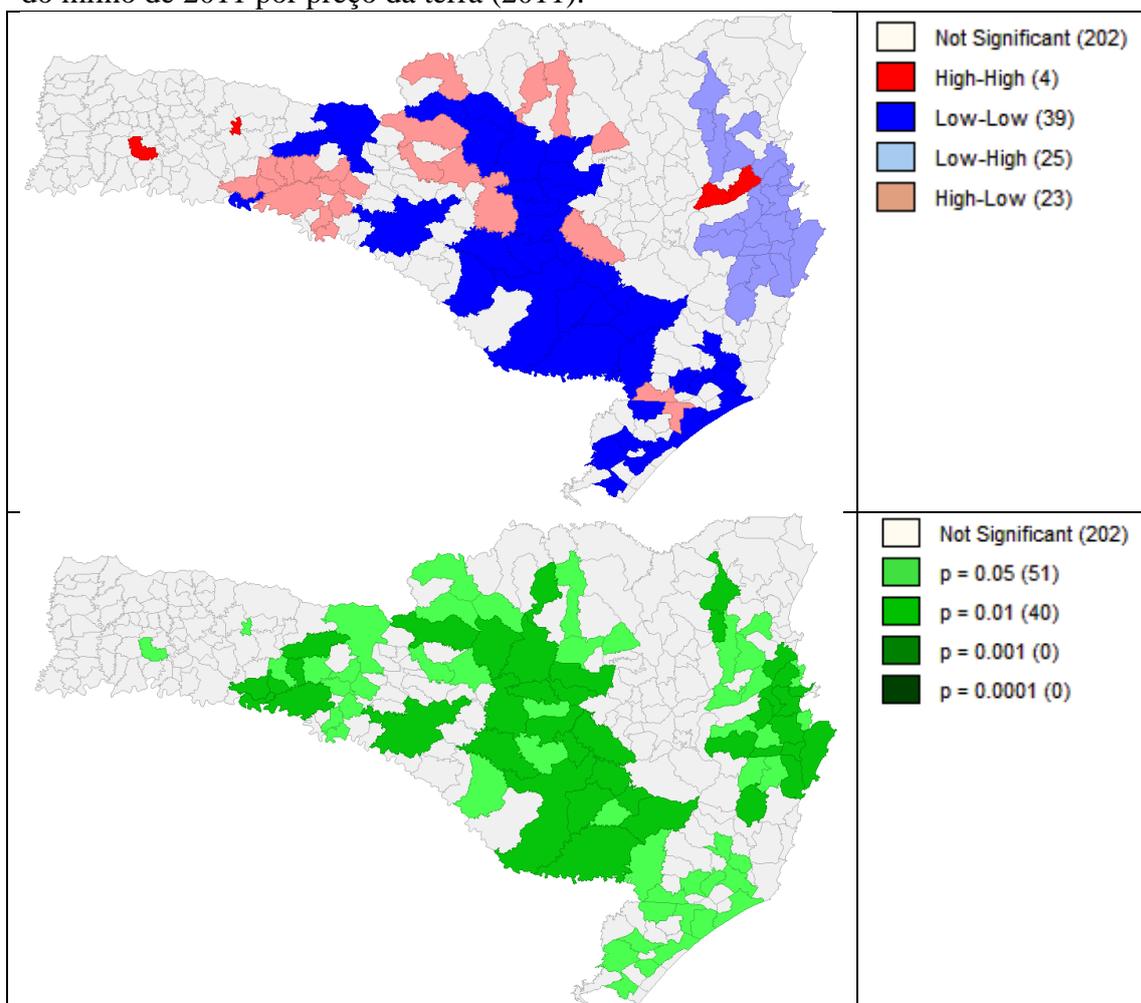
Figura 31: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada área colhida do milho de 2006 por preço da terra (2006).





Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 32: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada área colhida do milho de 2011 por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na estatística I de Moran global univariado para o financiamento, tabela 11, percebe-se que, para os anos de 2006 e 2011, ambos se apresentaram muito baixos, respectivamente de 0,0003 e 0,0397. Assim, não há dependência (correlação) espacial. Em 2006 e 2011, as estatísticas não são significativas. Na análise bivariada, as estatísticas para o financiamento e o preço da terra são, respectivamente, de 0,1205 e 0,057. Com isso, pode-se dizer que, no ano de 2006, a correlação positiva entre o financiamento e o preço da terra está mais evidente do que no ano de 2011; no entanto, em 2006, o índice é significativo a 0,01; enquanto no ano de 2011 é significativo a 0,03.

No mapa de Cluster para o indicador LISA bivariado do financiamento e o preço da terra em 2006, figura 33, nota-se que a região central concentra-se 46 municípios denominados Baixo-Baixo, estes representados pela cor azul, e 10 municípios Alto-Baixo, relação negativa entre o preço da terra e a variável, representados pela cor bege. A oeste e a leste, representados pela cor azul-claro, estão os 25 municípios Alto-Baixo. Somente 4 municípios concentrados em maioria na região leste são Alto-Alto e 208 não foram significativos.

No mapa de significância, 40 municípios são significativos a 5% e 45 são significativos a 1%. A maioria dos municípios significativos a 1% concentra-se na região leste e centro, representados pela cor verde escuro. Com isso, a variável apresenta correlação positiva na análise local bivariado.

Em 2011, o mapa de cluster, dada pela figura 34, apresenta, em sua maioria, as correlações Baixo-Baixo e Baixo-Alto, e o número de municípios são, respectivamente, de 50 e 31. Isso indica que o maior preço da terra não apresenta relação com o financiamento total da produção em sua maioria. Já os Alto-Baixo e os Alto-Alto foram de 11 e 6, respectivamente. Válido expor que 195 municípios não são significativos.

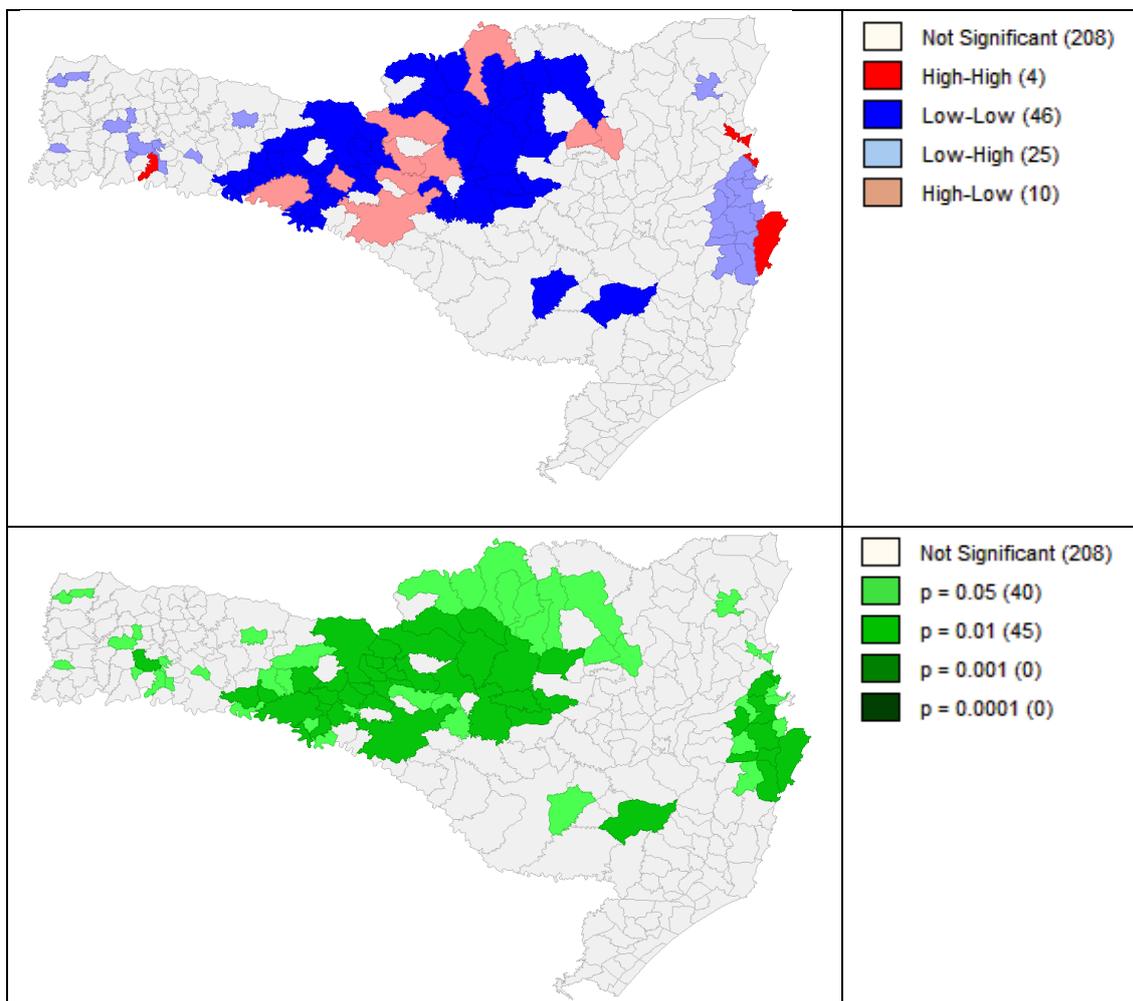
No mapa de significância, percebe-se que 53 são significativos a 5%, enquanto 45 são significativos a 1%. Por isso, a variável apresenta correlação positiva na análise local bivariado.

Tabela 11: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do financiamento total 2006 e 2011.

<b>ANO</b>	<b>UNIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>	<b>BIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>
<b>2006</b>	0,0003	0,26	0,1205	0,01
<b>2011</b>	0,0397	0,11	0,0570	0,03

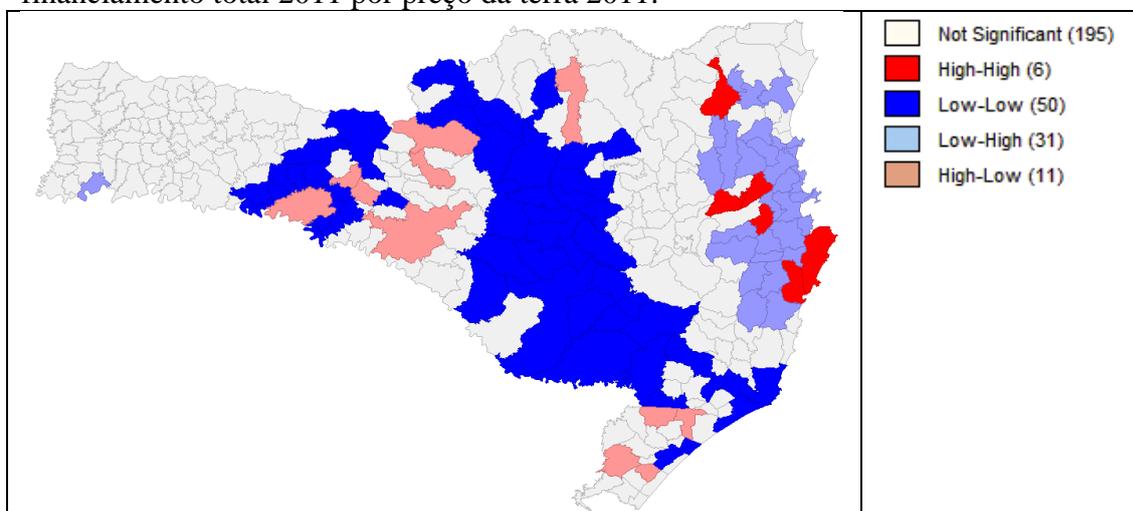
Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

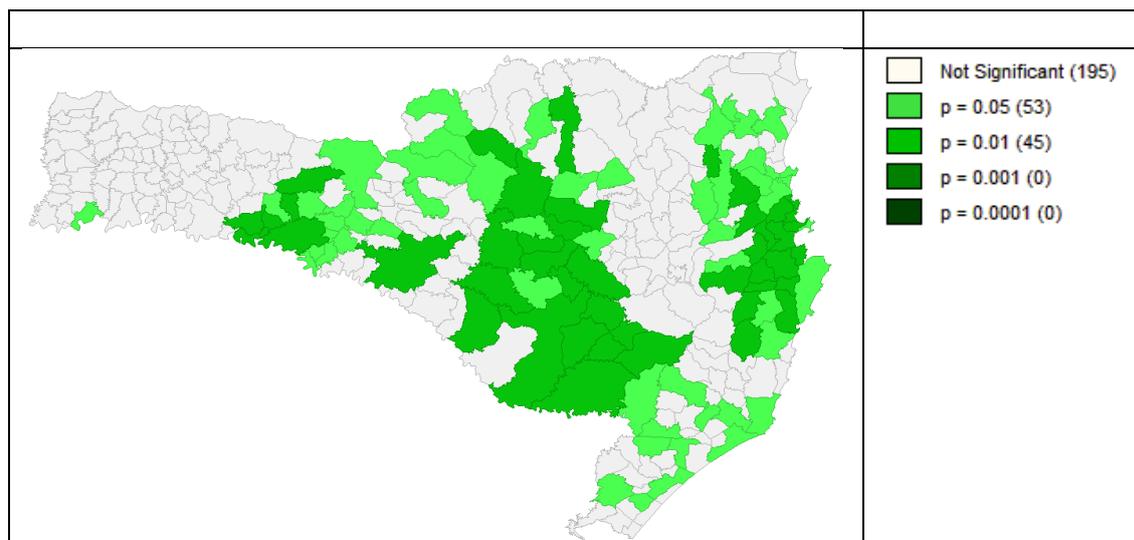
Figura 33: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada financiamento total 2006 por preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 34: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariada financiamento total 2011 por preço da terra 2011.





Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na análise univariado global, o I de Moran, para o valor bruto da produção no ano de 2006, tabela 12, foi elevado a 0,2218. No ano de 2011, foi baixo: 0,0262. Esse dado aponta que, no ano de 2006, o valor da produção alto em um município também se dava no vizinho, e vice e versa. No ano de 2011, somente é significativo a 0,08, portanto, essa relação torna-se menos evidente. Em 2006, é significativo a 0,01. A análise bivariada global do valor bruto da produção e o preço da terra são, respectivamente, de -0,0231 e 0,0966. Assim, no ano de 2006 apresentou correlação negativa e, no ano de 2011, correlação positiva. Entretanto, para o ano de 2011, a magnitude da estatística foi mais significativa que em 2006, indicando que o maior preço da terra está associado a regiões com alto valor bruto da produção.

Na figura 35, há o mapa de cluster do indicador Lisa bivariado para o valor bruto da produção e o preço da terra. Já no mapa 37, tem-se municípios na região central que apresentam Baixo-Baixo. Na região nordeste, 13 municípios apresentam Alto-Baixo, isto é, alto valor bruto da produção e baixo preço da terra. Na região leste e a oeste, há Baixo-Alto, ou seja, terras com preços elevados que apresentam valor bruto da produção baixo. Apenas 5 municípios apresentam Alto-Alto e 214 municípios não são significativos. No mapa de Cluster, as regiões Central e Leste concentram os municípios com significância de 1%, totalizando 40; e 39 municípios apresentam significância de 5%. Portanto, a variável apresenta correlação positiva na análise local bivariado.

No ano de 2011, figura 36, 44 municípios, de acordo com o mapa de cluster, apresentam Baixo-Baixo, estende-se da área central à Sul, 27 municípios a Leste apresentam Baixo-Alto, e 10 municípios, também a leste, apresentam Alto-Alto, enquanto

que, 17 municípios representados pela cor bege, apresentam Alto-Baixo. Distribuídos na região norte, oeste e sul, 195 não são significativos.

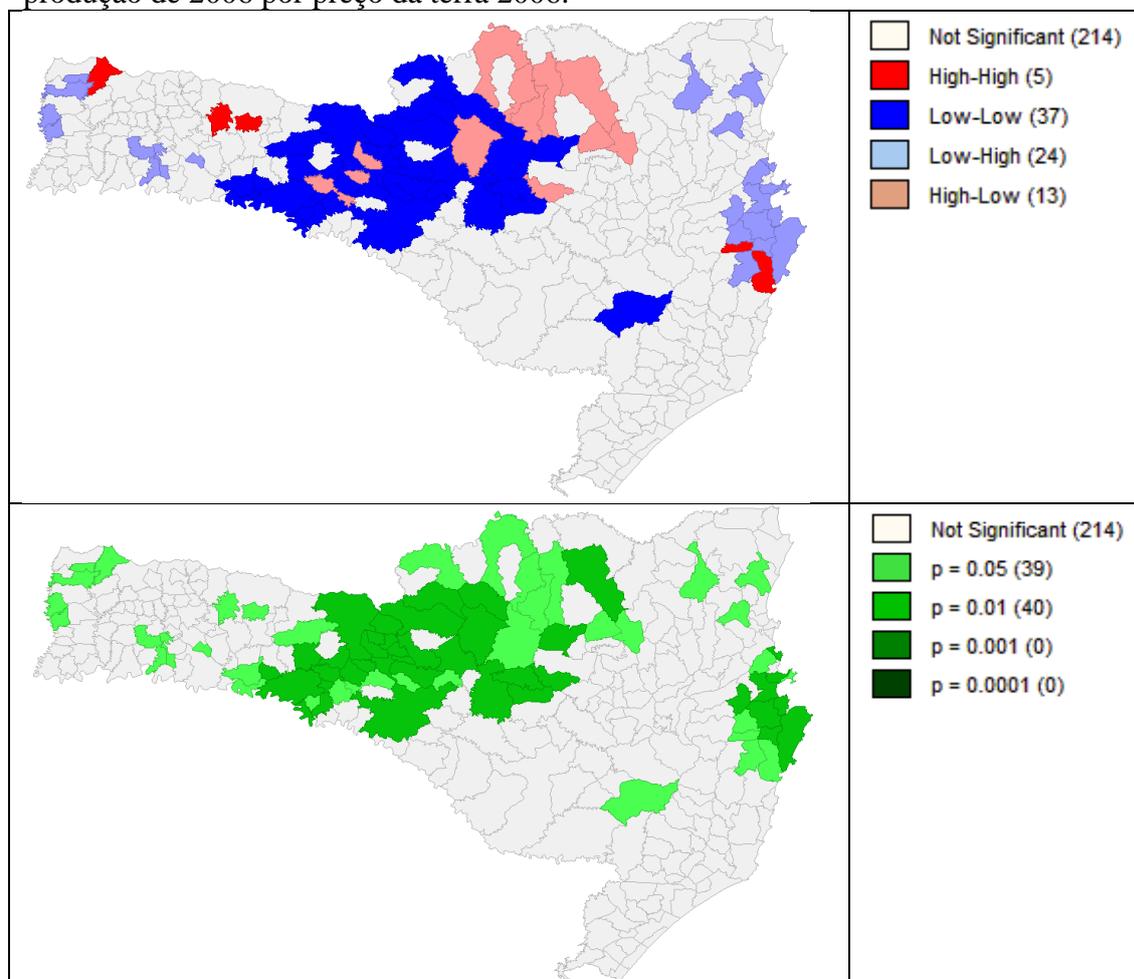
No mapa de significância, 43 municípios são significativos a 1% e concentram-se na região oeste, sul e leste e 55 são significativos a 5%. Logo, a variável apresenta correlação positiva na análise local bivariado.

Tabela 12: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do valor bruto da produção e o preço da terra 2006 e 2011.

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
<b>2006</b>	0,2218	0,01	-0,0231	0,23
<b>2011</b>	0,0262	0,08	0,0966	0,03

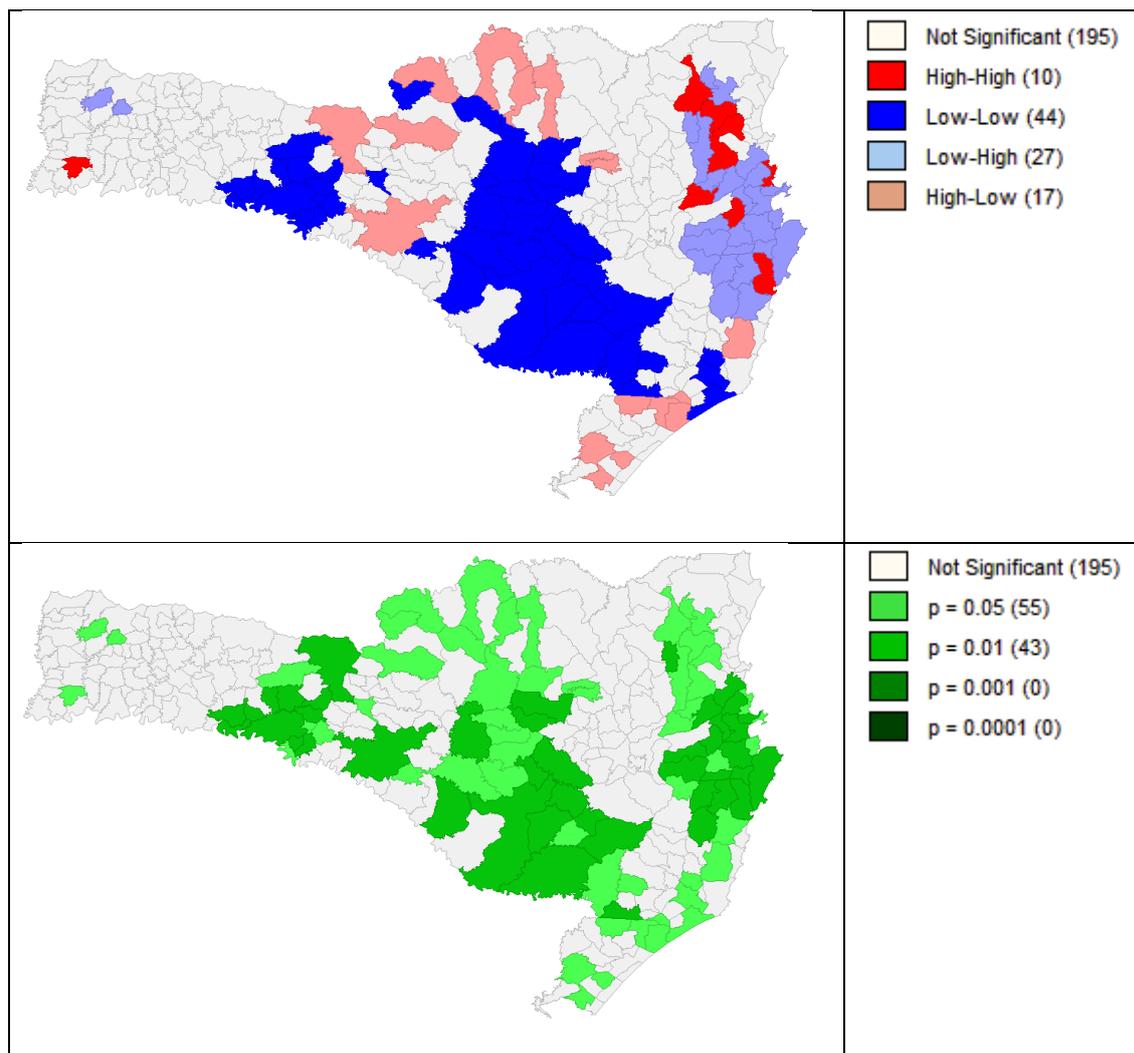
Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 35: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valor bruto da produção de 2006 por preço da terra 2006.



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 36: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valor bruto da produção 2011 por preço da terra 2011.



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA

Na análise univariada global, tabela 13, tanto para o ano de 2006 quanto para o ano de 2011, o I de Moran encontra-se bastante elevado de 0,3930 e 0,2736, ambos positivos; isso indica que os municípios onde o investimento por receita-corrente são alto, os seus vizinhos têm altos investimentos. As significâncias do I de Moran, para ambos os anos, são significativas a 1%. Na análise bivariada, ambos os anos apresentam relação negativa com o preço da terra e de magnitude baixa, sendo, respectivamente, de -0,0249 e -0,0931. Somente o ano de 2011 é significativo a 1%; enquanto que, em 2006, não é significativo.

No mapa de Cluster, figura 37, é possível perceber que, no ano de 2006, 37 municípios são Baixo-Baixo, isto é, apresentam baixo valor para a relação investimento e receita-corrente e baixo valor para variável preço da terra. Observam-se 15 municípios do tipo Alto-Baixo e 19 municípios do tipo Baixo-Alto concentrados a leste e apenas 7 municípios são Alto-Alto. No mapa de significância, 40 municípios são significativos a 1% e 38 municípios a 5%. Os Alto-Baixo são de 18 municípios e somente 5 municípios são

Alto-Alto. 215 não são significativos. Por isso, na análise local bivariado, não há uma definição clara do tipo de correlação existente para 2006.

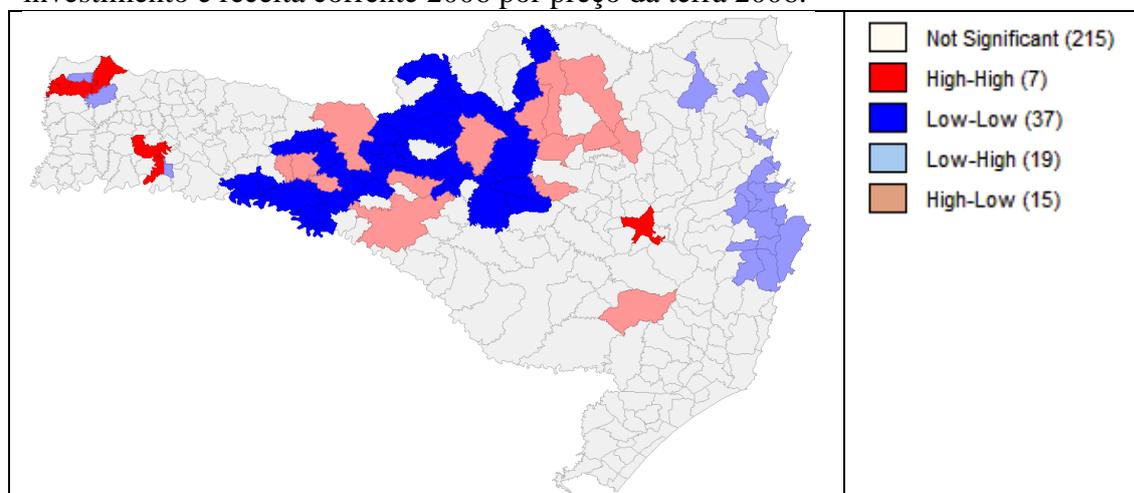
No mapa de Cluster de 2011, figura 38, nota-se que a maioria dos municípios são Baixo-Baixo e Baixo-Alto totalizam, respectivamente, 50 e 29. A leste concentram-se os municípios Baixo-Alto e, na região Central, Sul e oeste concentram Baixo-Baixo. O mapa de Cluster demonstra os 58 municípios significativos a 5%, representados pela cor verde-claro e 44 municípios significativos a 1%, representados pela cor verde-escuro. 191 não são significativos. Logo, a correlação negativa está mais presente, na análise local bivariado.

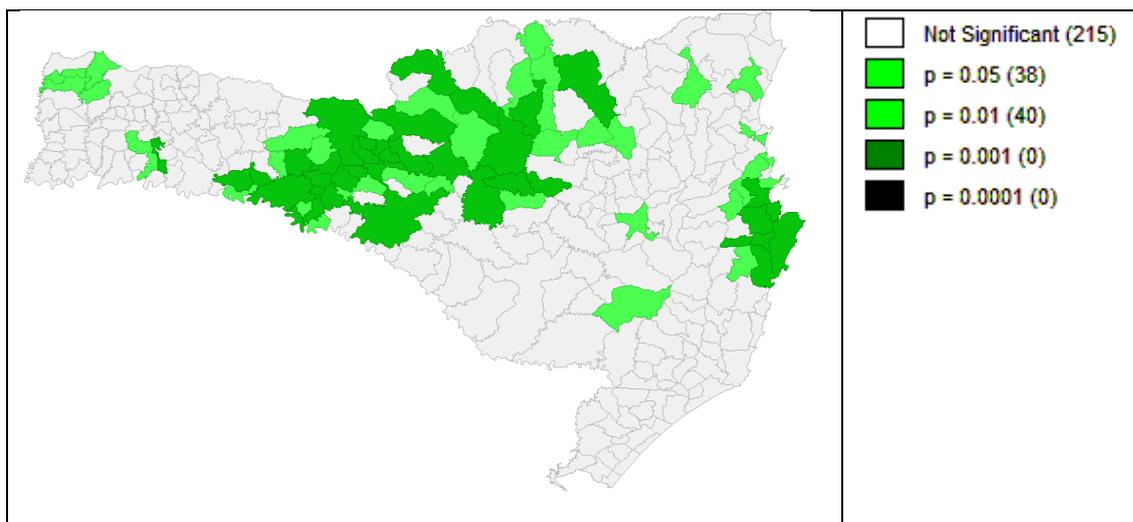
Tabela 13: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da relação investimento e receita corrente dos municípios e o preço da terra de 2006 e 2011.

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
<b>2006</b>	0,3930	0,01	-0,0249	0,17
<b>2011</b>	0,2736	0,01	-0,0931	0,01

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

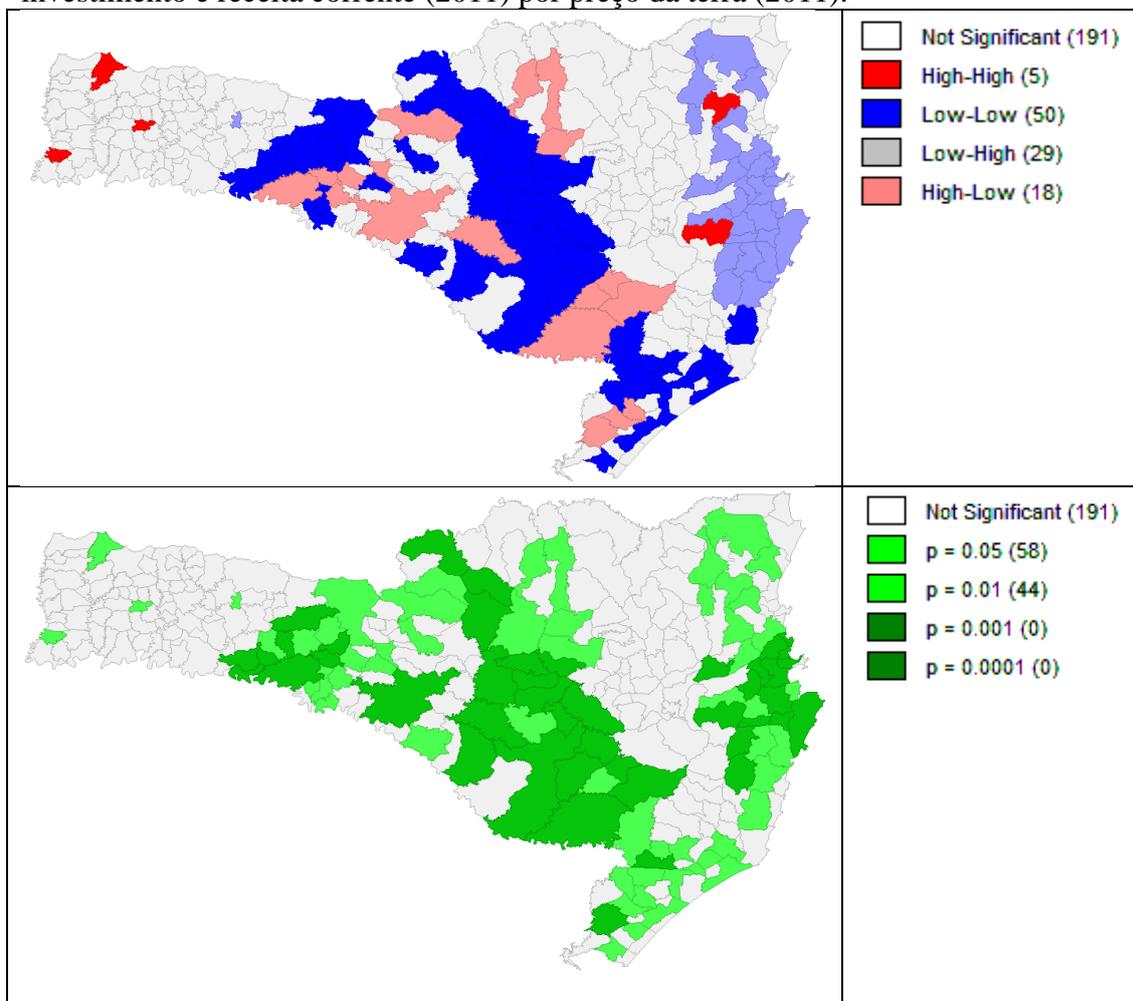
Figura 37: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado relação investimento e receita corrente 2006 por preço da terra 2006.





Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 38: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado relação investimento e receita corrente (2011) por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na estatística univariado global da área colhida do fumo, tabela 14, percebe-se que, em ambos os anos (2006 e 2011), apresentam correlação positiva e isso indica regiões onde

a área colhida de fumo são vizinhas de regiões onde são produtoras de fumo. Esse fenômeno torna-se mais evidente para o ano de 2011, em que a estatística é mais elevada. As estatísticas univariado global de Moran são, respectivamente, de 0,2696 e 0,5082, e são significativos em ambos os anos a 0,01. Para a estatística bivariada da área colhida de fumo, o preço da terra indica que há correlação negativa entre as variáveis para os dois anos (2006 e 2011) e são, respectivamente, de -0,0113 e -0,1527, sendo que, no ano de 2011, esse fenômeno torna-se mais evidente. Em 2006, o I de Moran é muito baixo e não é significativo; já para o ano de 2011, é significativo a 0,01.

No mapa de Cluster de 2006, figura 39, nota-se a predominância do Baixo-Baixo e Baixo-Alto, os quais têm, respectivamente, 44 e 29 municípios representados pelas cores azul-escuro e azul-claro. O Baixo-Baixo concentra-se na região central e o Alto-Baixo concentra-se na região a leste e extremo oeste. 10 municípios são do tipo Alto-Baixo e somente 5 municípios são do tipo Alto-Alto. 205 municípios não são significativos. No mapa de Cluster, averígua-se que 47 municípios têm suas estatísticas significativas a 1%, enquanto apenas 41 são significativos a 5%. Por conseguinte, não há como especificar que tipo de correlação há na variável, na análise local bivariado.

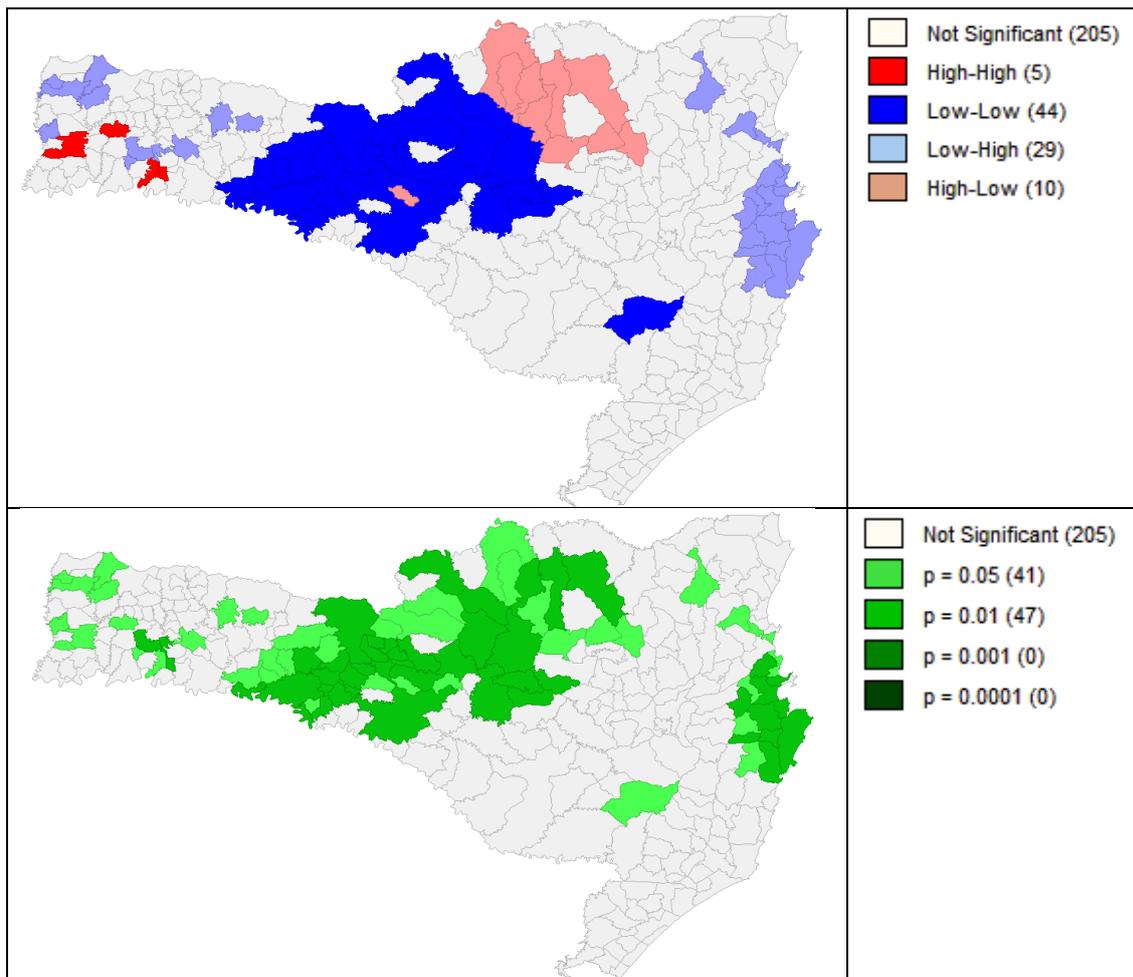
No mapa de Cluster de 2011, figura 40, é visível observar o crescimento dos tipos Baixo-Baixo e Baixo-Alto, que obtêm, respectivamente, 55 e 36 municípios. O primeiro caso se concentra na região Central, oeste e Sul, enquanto o outro se concentra na região leste. Os municípios que têm Alto-Baixo totalizam 18, representados pela cor bege, e estão concentrados no norte e um pouco no sul. 4 municípios apresentam Alto-Alto e 180 municípios não são significativos. No mapa de significância de cluster, 44 municípios são significativos a 1% e 69 são significativos a 5%. Assim, há correlação negativa entre a variável, na análise bivariado

Tabela 14: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da área colhida do fumo dos municípios e o preço da terra 2006 e 2011.

<b>ANO</b>	<b>UNIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>	<b>BIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>
<b>2006</b>	0,2696	0,01	-0,0113	0,34
<b>2011</b>	0,5082	0,01	-0,1527	0,01

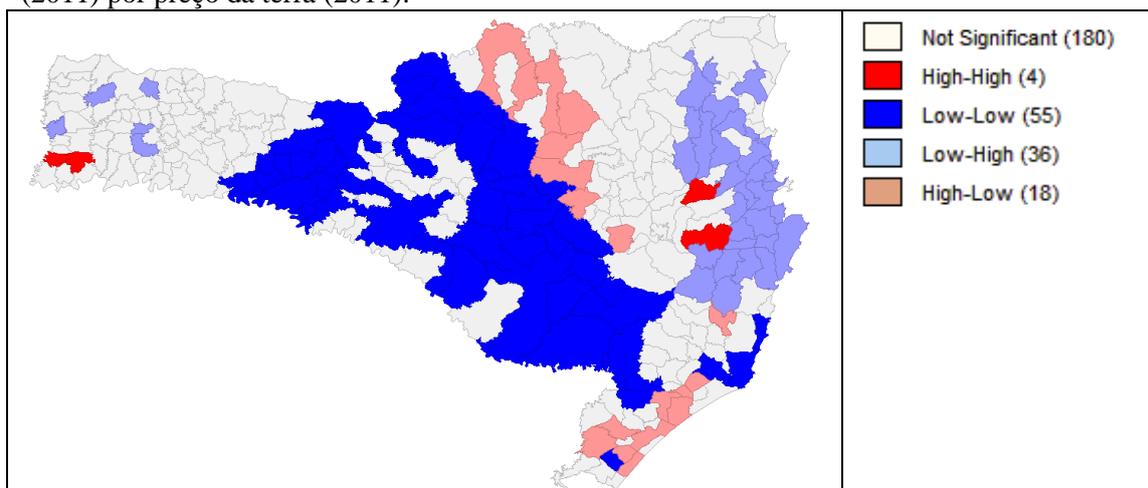
Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

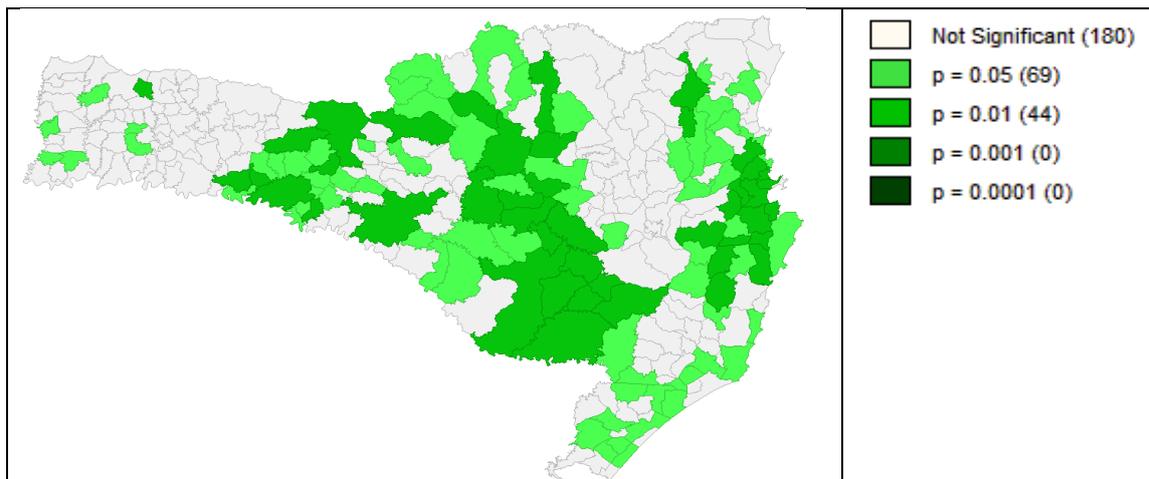
Figura 39: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado área colhida de fumo (2006) por preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 40: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado área colhida de fumo (2011) por preço da terra (2011).





Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na análise univariado global para a valorização patrimonial da terra, tabela 15, vê-se que os anos de 2006 e 2011 apresentam correlação positiva com suas respectivas vizinhanças e são, respectivamente, de 0,3537 e 0,1096, sendo que, no ano de 2006, essa característica torna-se mais evidente. A significância da estatística para os anos de 2006 e 2011 é de 0,01. Na análise bivariado da valorização patrimonial da terra e o preço da terra, ambas as estatísticas apresentam correlação positiva de, respectivamente, 0,1690 e 0,0973. No ano de 2006, essa característica é mais evidente e, em ambos os anos, é significativo a 0,01.

No mapa de cluster da valorização patrimonial e o preço da terra, figura 41, as regiões Central e norte apresentam o tipo Baixo-Baixo com 41 municípios, seguido por 16 do tipo Alto-Alto, concentrados na região leste e oeste, 11 apresentam Baixo-Alto, ou seja, baixa valorização da terra com vizinhos de alto preço da terra e somente 10 municípios apresentam Alto-Baixo. O mapa de significância expõe 46 municípios significativos a 5% e 40 municípios são significativos a 1%. 215 municípios não são significativos. Portanto há correlação nitidamente positiva, numa análise bivariado local.

No ano de 2011, figura 42, 21 municípios são do tipo Alto-Alto, alta valorização patrimonial acompanhado de vizinhos com alto preço da terra. Esses municípios são representados pela cor vermelha, concentrados na região leste. 17 municípios são do tipo Baixo-Alto e concentram-se nas regiões leste e oeste. Nas regiões Central e Sul, há concentração do tipo Baixo-Baixo com 42 municípios e 20 municípios são do tipo Alto-Baixo. No mapa de significância, 58 municípios são significativos a 5% e 42 municípios

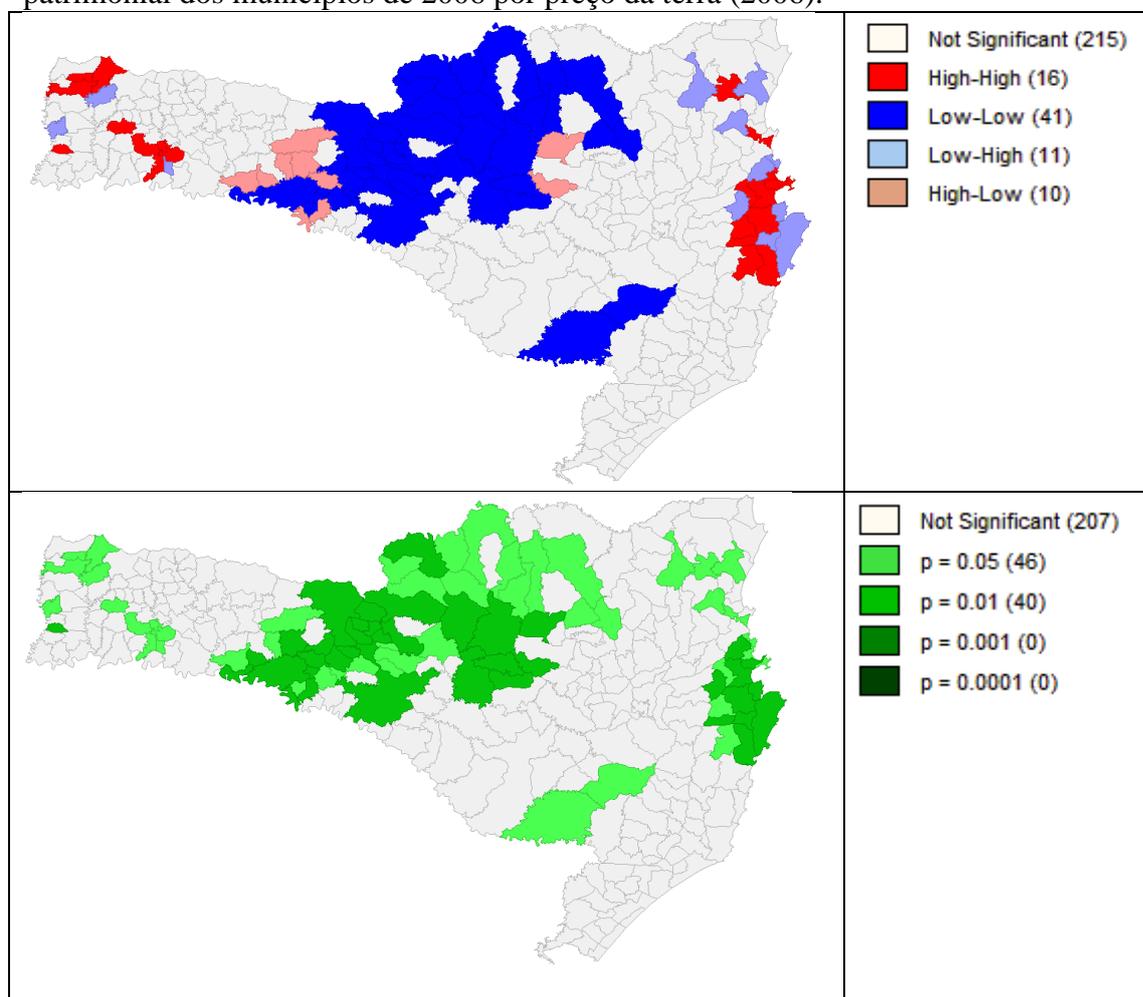
são significativos a 1%; enquanto 193 municípios não são significativos. Assim, há correlação nitidamente positiva, numa análise bivariada local.

Tabela 15: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da valorização patrimonial da terra dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
2006	0,3537	0,01	0,1690	0,01
2011	0,1096	0,01	0,0973	0,01

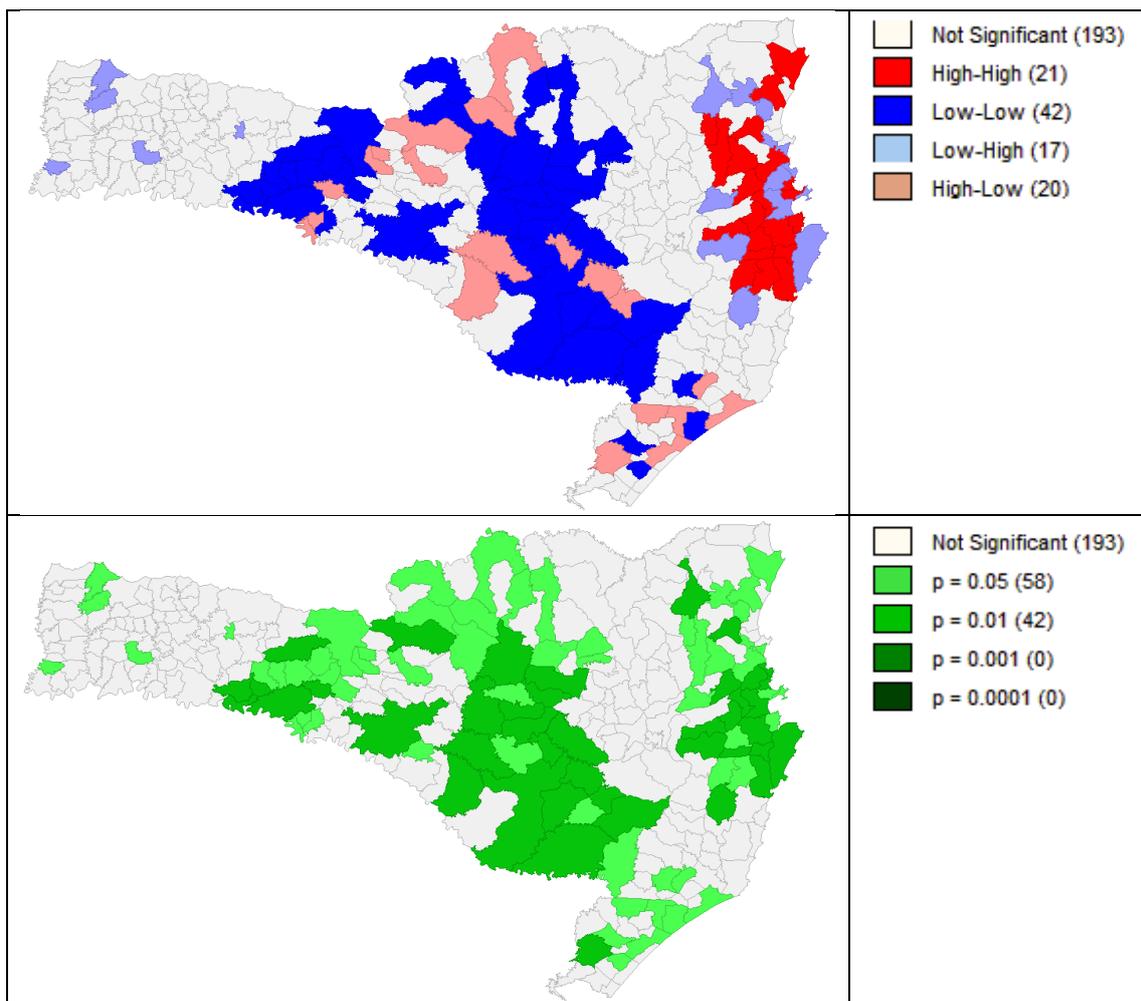
Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 41: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valorização patrimonial dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 42: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado valorização patrimonial dos municípios de 2011 por preço da terra 2011.



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na estatística univariado global, tabela 16, para o imposto territorial rural, os anos de 2006 e 2011 são apresentados com os valores de 0,2596 e 0,1447. Em 2006, é significativo a 0,01, e, em 2011, é significativo a 0,02. Contudo, no ano de 2011, o fenômeno da correlação positiva entre municípios com impostos altos, bem como seus vizinhos terem impostos altos, faz-se menos evidente.

Na análise da estatística bivariada imposto territorial rural e o preço da terra, nota-se, para o I de Moran de 2006 e 2011, os seguintes valores: de 0,1246 e 0,1522, respectivamente, em ambos os anos são significativos a 0,01.

No mapa de cluster do imposto territorial rural e o preço da terra no ano de 2006, figura 43, as regiões Central e norte apresentam o tipo Baixo-Baixo com 45 municípios, seguido do tipo Baixo-Alto, concentrados nas regiões leste e oeste, com 19 municípios. Dez municípios se caracterizam como Alto-Alto e Alto-Baixo. No mapa de significância,

41 municípios apresentam significância a 5% e 43 municípios são significativos a 1%. 209 municípios não são significativos. Portanto, há correlação positiva, numa análise bivariado local.

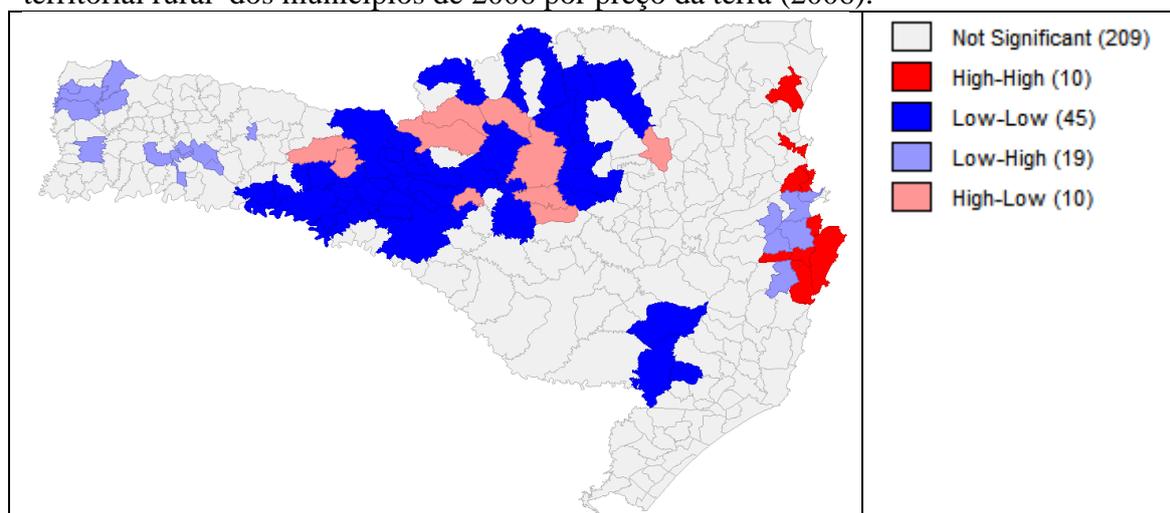
Na figura 44, é mostrado que, no ano de 2011, existem 50 municípios que são do tipo Baixo-Baixo, baixo imposto territorial rural, acompanhado de vizinhos com baixo preço da terra, representados pela cor azul. 28 municípios são do tipo Baixo-Alto, concentrados nas regiões leste e oeste. A região Central concentra o Alto-Baixo, com 14 municípios e 12 municípios são do tipo Alto-Alto. No mapa de significância, 67 municípios são significativos a 5% e 37 municípios são significativos a 1%; enquanto 189 municípios não são significativos. Assim, há correlação positiva, numa análise bivariada local.

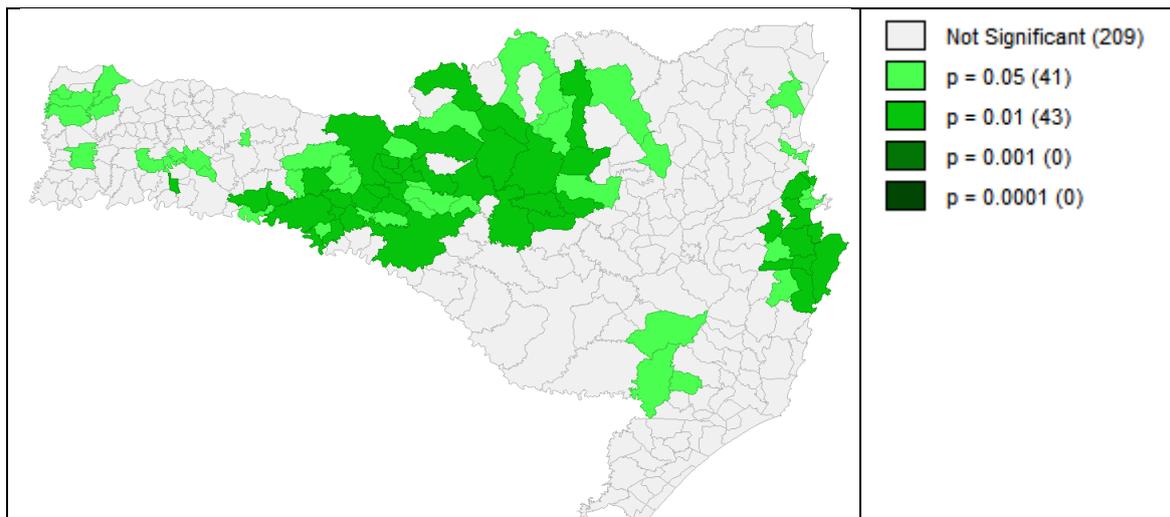
Tabela 16: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do imposto territorial rural dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
2006	0,2596	0,01	0,1246	0,01
2011	0,1447	0,02	0,1522	0,01

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

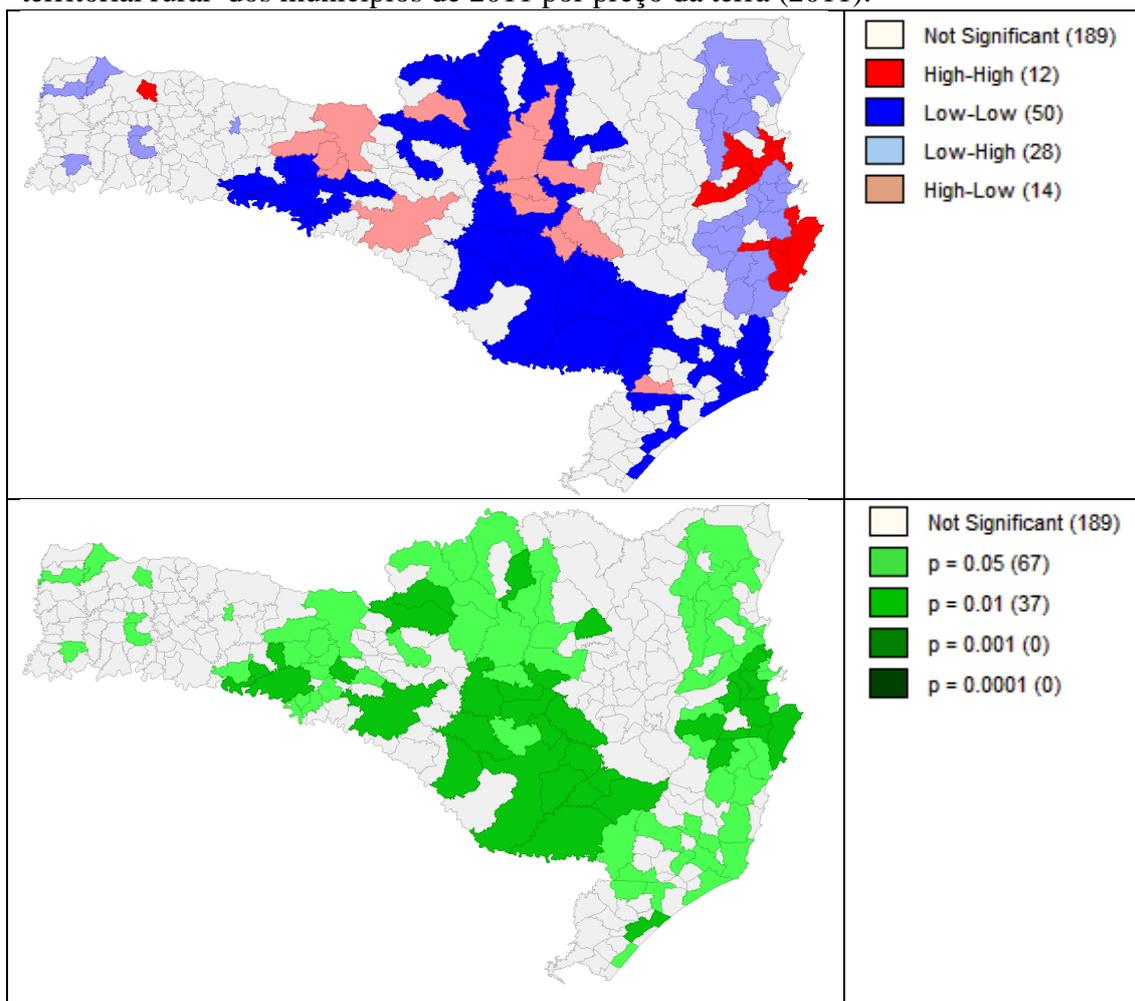
Figura 43: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado imposto territorial rural dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).





Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 44: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado imposto territorial rural dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na estatística univariado global para o tipo de solo, tabela 17, nos anos de 2006 e 2011 são apresentados com os seguintes valores: 0,5182 e 0,5182, sendo que, em 2006 e 2011, são significativos a 0,01 e apresentam alta magnitude da estática.

Na análise da estatística bivariada do tipo de solo e o preço da terra, notam-se os seguintes valores para o I de Moran de 2006 e 2011: de -0,1673 e -0,1402, respectivamente, sendo que, em 2006, é significativo a 0,01 e, em 2011, é significativo a 0,01; essa correlação negativa demonstra que terras com preços mais altos têm os tipos de solos de baixa qualidade no ano de 2006. Ao analisar o mapa de cluster, figura 45, a predominância do índice é do tipo Alto-Baixo com 42 dos municípios, seguido do tipo Alto-Alto com 16 municípios. Os que caracterizam como Baixo-Alto totalizam 13 e Baixo-Baixo são 10 municípios. No mapa de significância, 37 municípios apresentam significância a 5% e 44 municípios são significativos a 1%. 212 municípios não são significativos. Com isso, na análise local bivariado, há correlação negativa da variável.

No mapa de cluster do tipo de solo e o preço da terra no ano de 2011, figura 46, a predominância é do tipo Alto-Baixo com 45 dos municípios, seguido do tipo Baixo-Baixo com 21 municípios, Baixo-Alto com 20 municípios e 19 municípios do tipo Alto-Alto. Portanto, na análise local bivariado, há correlação negativa da variável.

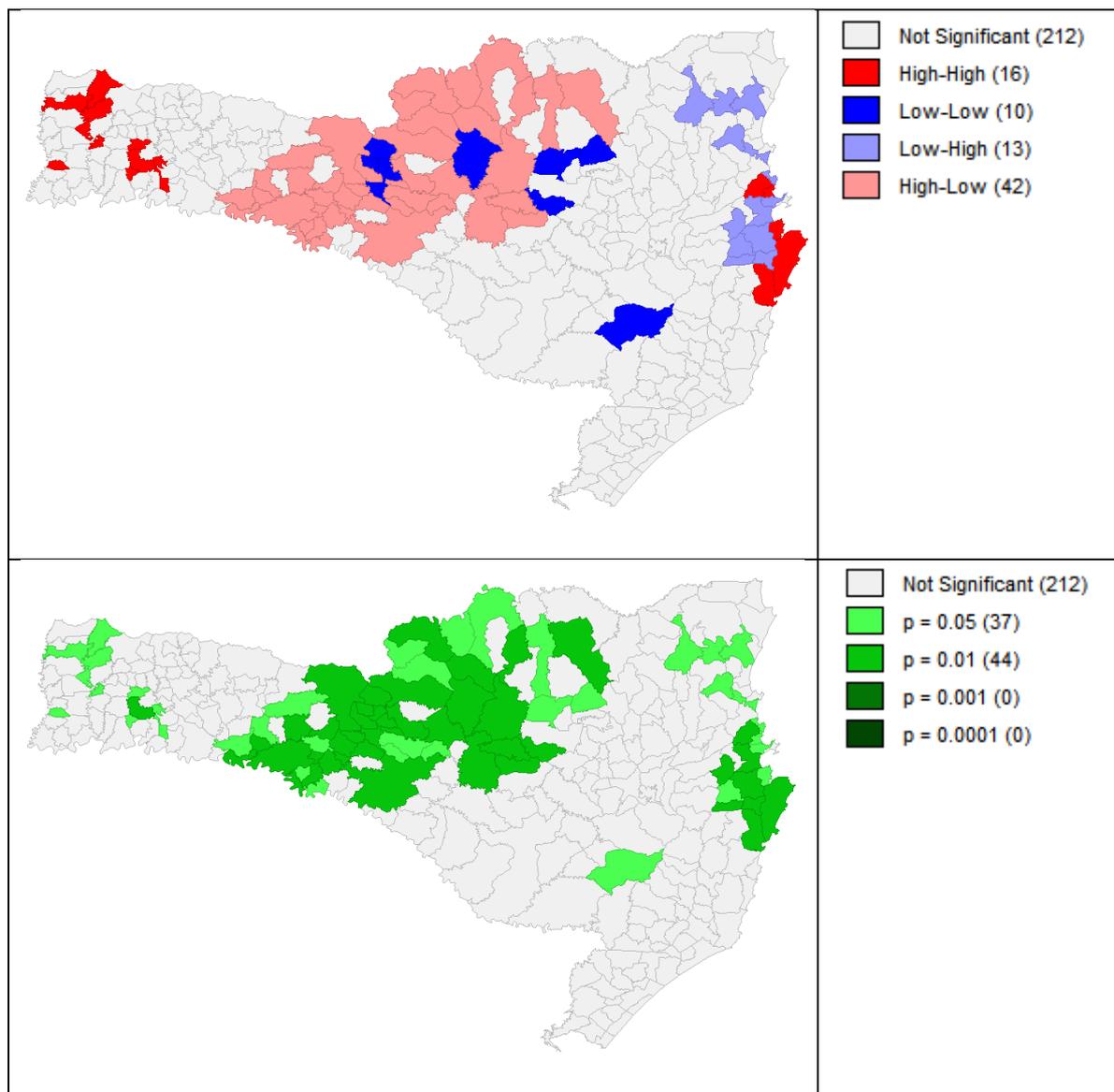
No mapa de significância, 60 municípios apresentam significância a 5% e 45 municípios são significativos a 1%. 188 municípios não são significativos.

Tabela 17: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado do tipo de solos dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).

<b>ANO</b>	<b>UNIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>	<b>BIVARIADO</b>	<b>P-VALOR</b>
<b>2006</b>	0,5182	0,01	-0,1673	0,01
<b>2011</b>	0,5182	0,01	-0,1402	0,01

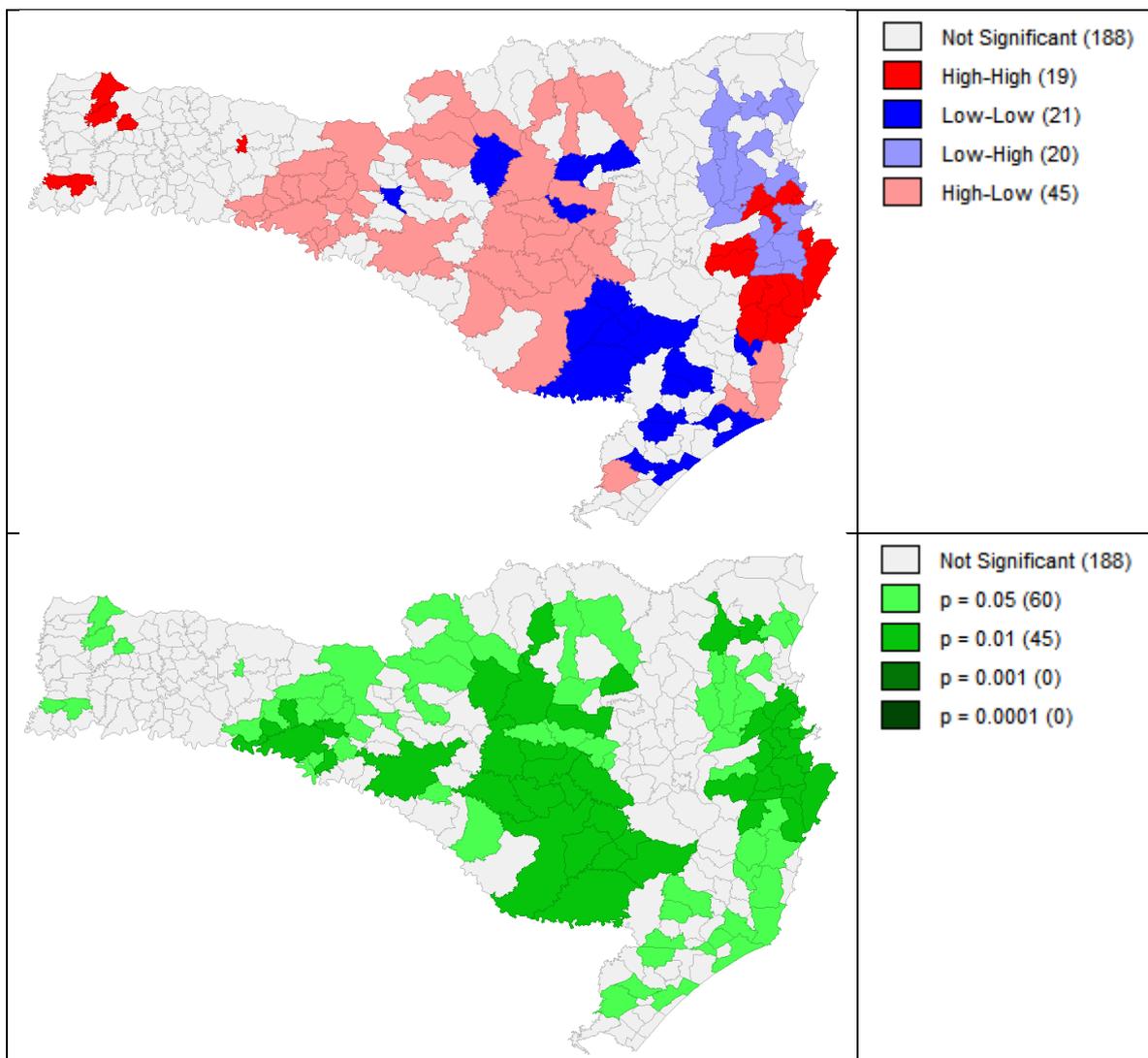
Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 45: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado tipo de solo dos municípios de 2006 por preço da terra 2006.



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Figura 46: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado tipo de solo dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA.

Na tabela 18, nota-se que tanto para o ano de 2006 e 2011, o I de Moran univariado foi elevado e portanto o emprego da econometria espacial torna-se viável, para essa variável e na análise bivariado para nos dois anos a correlação entre o preço da terra e a produtividade do fumo se dá de forma negativa.

No mapa de cluster de 2006 para a produtividade do fumo nota-se que 30 municípios são do tipo Alto-Baixo, 23 do tipo Baixo-Alto, 22 do tipo Baixo-Baixo e 11 do tipo Alto-Alto; enquanto no mapa de cluster de significância 46 municípios são significativos a 1% e 40 são significativo a 5%.

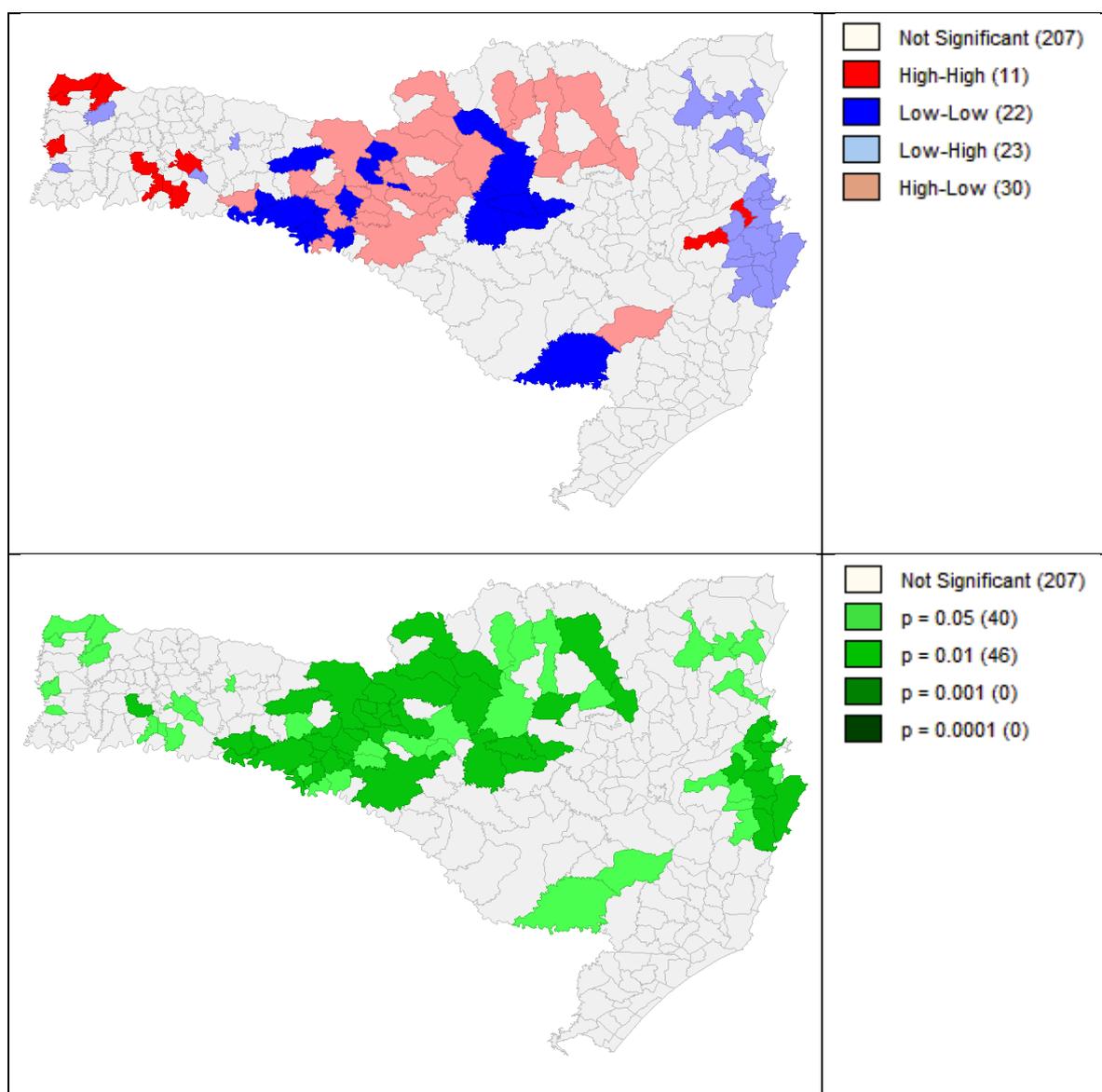
Já para o ano de 2006 o mapa de cluster de para a produtividade do fumo nota-se que 50 municípios são do tipo Alto-Baixo, 21 do tipo Baixo-Alto, 17 do tipo Baixo-Baixo e 20 do tipo Alto-Alto; enquanto no mapa de cluster de significância 46 municípios são significativos a 1% e 62 são significativo a 5%.

Tabela 18: Estatística I de Moran Global univariado e bivariado da produtividade do fumo dos municípios e o preço da terra (2006 e 2011).

ANO	UNIVARIADO	P-VALOR	BIVARIADO	P-VALOR
<b>2006</b>	0,3999	0,01	-0,1398	0,01
<b>2011</b>	0,4954	0,01	-0,2532	0,01

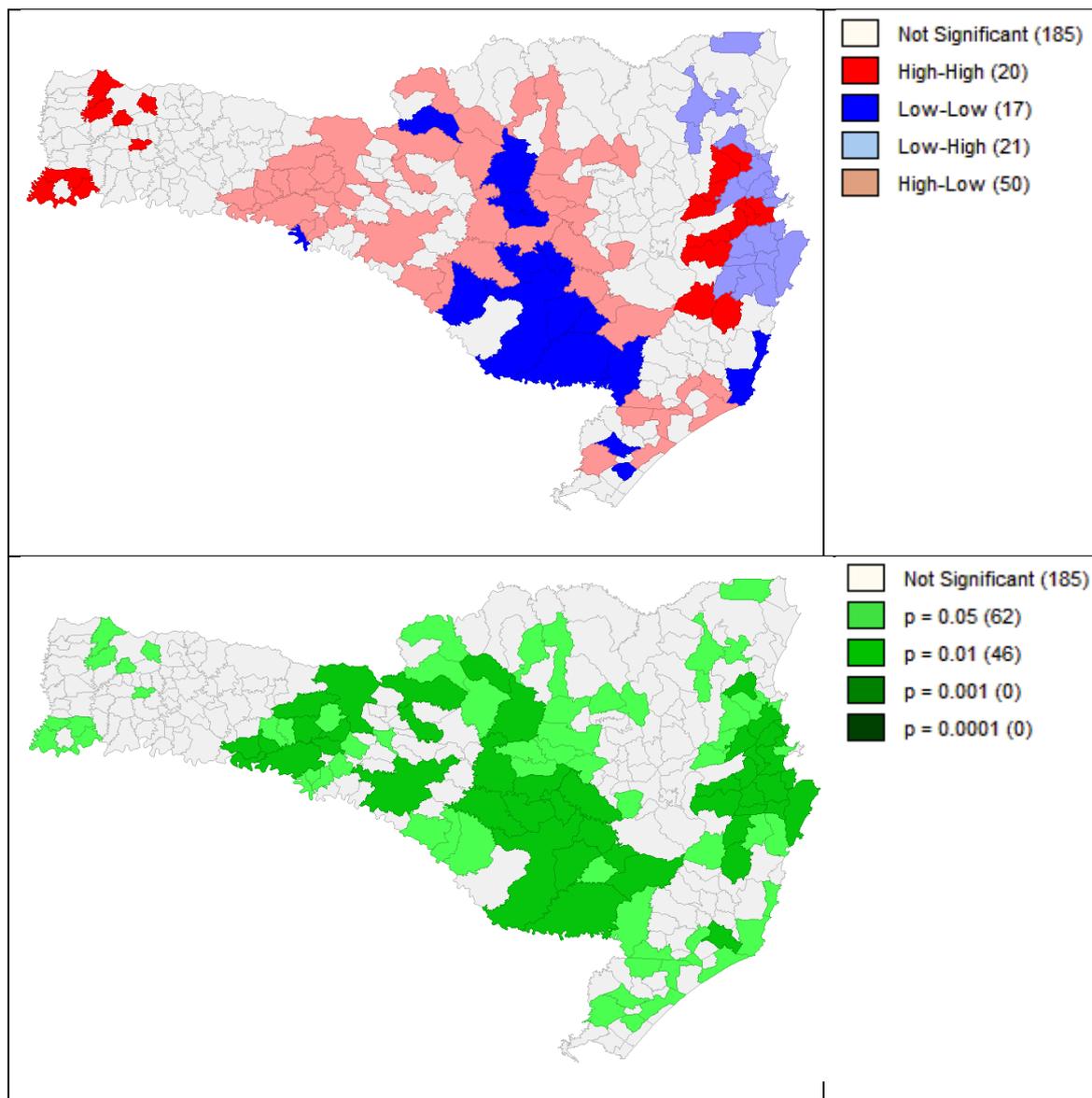
Fonte: Elaboração própria.

Figura 47: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado produtividade do fumo dos municípios de 2006 por preço da terra (2006).



Fonte: Elaboração própria

Figura 48: Mapa de significância e de Cluster para indicador LISA bivariado produtividade do fumo dos municípios de 2011 por preço da terra (2011).



Fonte: Elaboração própria.

## 5.2 REGRESSÃO

É realizado o teste do multiplicador de lagrange, para o ano de 2006. Esse teste consiste em verificar quais modelos - SAR e SEM - maximizam a função de máximo-verossimilhança, sujeitos a restrição da diferença entre os modelos restritos e irrestritos<sup>7</sup>. Assim, aquele modelo que apresentar o maior valor para o teste é o mais adequado à regressão. Para melhorar a análise, caso o teste de multiplicador de lagrange apresente valores estatisticamente iguais, é necessário olhar o teste de lagrange robusto.

Com isso, no ano de 2006, o modelo SAR apresentou o valor do teste: 114.34. Já o Modelo SEM, apresentou o valor do teste: 105.58. Ambas as estatísticas são significativas.

<sup>7</sup> A aplicabilidade do teste de lagrange é abordada melhor no apêndice dessa dissertação.

Ao olhar para o teste robusto, verifica-se que o Modelo SAR é mais adequado para explicar o ano de 2006, uma vez que obteve valor de 13.38, portanto, valor maior do que a estatística do SEM, que foi de 4.62.

No teste do multiplicador de lagrange para o modelo SAR e SEM, para o ano de 2011, nota-se que o modelo SEM apresentou valor de 170.09 e, o modelo SAR, 167.14, mas ambos estatisticamente significativos. Portanto, é necessário olhar o teste robusto. Nesse teste, o modelo SEM apresentou valor de 9.370, enquanto o modelo SAR apresentou valor de 6.426. Conclui-se que o modelo SEM é o mais adequado para análise do ano de 2011.

É importante usar os dois modelos, pois, para cada ano, os testes de lagrange têm valores diferentes para a estatística. Assim, em 2006, o modelo mais adequado é o SAR, enquanto que, em 2011, o SEM é o modelo mais adequado.

O principal resultado desta dissertação encontra-se na tabela 19. Nessa tabela, é mostrado a regressão das variáveis agropecuárias contra o preço da terra para os modelos: SAR e SEM, e para os anos de 2006 e 2011.

No ano de 2006, o modelo SAR é o mais apropriado dentre os dois modelos; algumas variáveis foram importantes para explicar o preço da terra. Assim, pode-se verificar que, nesse ano, a valorização patrimonial, a produtividade do milho, o VBP (Valor Bruto da Produção) e a área colhida de milho foram significativos a 1%; coeficientes de 0.5802, 0.4401, 0.7209 e -1073.56, respectivamente. A área colhida do milho contraria a teoria previamente estabelecida, no entanto, acredita-se que a monocultura do milho tenha impacto negativo sobre o preço da terra, ou por causa da monocultura dessa cultura ter correlação positiva com o tamanho da propriedade rural, ou como visto em Pascale (2015) no caso estudado por ele as propriedades que apresentaram monocultura da soja apresentavam valorização inferior a rotação de cultura, uma outra hipótese é devido o milho não ser utilizado, em grande margem, para a comercialização, mas para o consumo animal e, assim, pode corroborar de forma negativa no preço da terra. Assim, conclui-se que as variáveis de liquidez (relacionadas as produtividades), quase-renda (valor bruto da produção) e valorização patrimonial da terra explicam melhor o modelo. O coeficiente de defasagem espacial foi de 0.5697, isto é, a influência da propriedade vizinha sobre o preço da terra. O coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.5652.

No ano de 2006, o modelo SEM apresentou algumas variáveis importantes para explicar o preço da terra. Assim, pode-se verificar que, nesse ano, a valorização patrimonial e a produtividade do milho foram significativas a 1%; com coeficientes de 0.6924 e 0.4814, respectivamente. O VBP (Valor Bruto da Produção) e a área colhida de milho foram significativos a 10%; com coeficientes de 0.4220 e -682.20, respectivamente. Assim, conclui-se que, para esse modelo, a variável de liquidez e valorização patrimonial da terra e quase renda explicam o modelo. O coeficiente de erro espacial auto regressivo foi de 0.6800 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.5875.

No ano de 2011, como visto anteriormente, o modelo SEM é o mais apropriado. Algumas variáveis foram importantes para explicar o preço da terra. Assim, pode-se verificar que, nesse ano, a valorização patrimonial e a produtividade do fumo foram significativas a 1%, com coeficientes de 0.9064 e -3.6624, respectivamente. Desse modo, a cultura do fumo é uma atividade que exige pouco capital e intensiva em mão de obra, desse modo quem pratica essa atividade tem a finalidade de se capitalizar, e posteriormente, para entrarem em outras atividades agrícolas. Tais características corroboram para a influência negativa sobre o preço da terra. A produtividade de milho foi significativa a 5%, com coeficiente de 0.8282. A área colhida de milho foi significativa a 10%, com coeficiente de -7816.889. Assim, conclui-se que a variável de liquidez e valorização patrimonial da terra explicam o modelo. O coeficiente de erro auto regressivo foi de 0.6677 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.5487.

No ano de 2011, o modelo SAR expõe algumas variáveis que foram importantes para explicar o preço da terra. Nota-se que, nesse ano, a valorização patrimonial da terra e a produtividade do fumo foram significativa a 1%, com coeficiente de 0.9193,-2.987, respectivamente. A produtividade do milho e o investimento foram significativos a 10%, com coeficiente de 0.60359 e 5406.25, respectivamente. Conclui-se que a valorização patrimonial e a produtividade do fumo foram mais importantes para explicar o preço da terra, outras variáveis como o investimento e a produtividade do milho também colaboraram, com menor significância. O coeficiente de defasagem espacial foi de 0.6166 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.5364.

Tabela 19: Regressão para os Modelos SAR e SEM (anos de 2006 e 2011).

	SAR 2006	SEM 2006	SAR 2011	SEM 2011
CONSTANTE	2695.655***	8041.059***	7204.196 ***	19728.5***
VPN	0.58025 ***	0.69246 ***	0.91930 ***	0.90642 ***

PRDM	0.44016 ***	0.48147 ***	0.60359*	0.82821 **
PRDF	-0.10792	-0.19414	-3.01347***	-3.66244 ***
VBP	0.72098 ***	0.42201 *	0.19542	0.09201
FNT	0.05869	0.02438	0.01639	0.02912
INV	-698.7707	277.5118	5406.249*	5376.513
ITR	-0.65232	-0.35946	-28.7384	1.52361
ARCM	-1073.562 ***	-682.2096 *	-6382.507	-7816.889 *
ARF	-2654.139	-2271.773	-611.7385	-2563.96
SOLO	-189.5996	-67.7292	-114.4929	129.242
RHO	0.56979 ***	-----	0.61668 ***	-----
LAMBDA	-----	0.68007 ***	-----	0.66772 ***
R <sup>2</sup>	0.56979	0.58750	0.53648	0.54872

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA. \*\*\* significativo a 1% \*\* significativo a 5% \* significativo a 10%.

Na tabela 20, é mostrada a regressão das variáveis agropecuárias contra o preço da terra para os modelos: SDM e SDEM, nos anos de 2006 e 2011.

Foi possível verificar que, no ano de 2006, o modelo SDM foi o mais adequado para a regressão; as variáveis capazes de explicar melhor o preço da terra foram: a valorização patrimonial da terra, a produtividade do milho, a valorização patrimonial da terra defasada espacialmente, o financiamento total defasado espacialmente e o imposto territorial rural defasado espacialmente; todos com significância de 1%. Os coeficientes foram de 0.6811, 0.48056, -0.32167, 0.55068 e -5.13599, respectivamente. A valorização patrimonial da terra, defasada espacialmente, tem o coeficiente negativo devido à influência negativa das propriedades, que tem alta valorização patrimonial da terra para com suas vizinhanças; o imposto territorial rural tem impacto negativo sobre o preço da terra por ser um custo a mais para o proprietário. O coeficiente de defasagem espacial foi de 0.59895 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.6157.

No modelo SDEM, em 2006, as variáveis foram: a valorização patrimonial da terra, a produtividade do milho e o financiamento total defasado espacialmente; essas apresentaram significativos a 1% e os coeficientes foram de: 0.6828, 0.5528 e 0.5917, respectivamente. Há de se mencionar outras variáveis, tais como: o financiamento total, a produtividade do milho defasado espacialmente. Essas variáveis apresentaram significativos a 5% e os coeficientes foram de 0.12298, 0.55280, respectivamente. A variável tipos de solo e o imposto territorial rural defasado espacialmente apresentaram significância de 10% e obteve o valor de -525.000 e -4.3740, respectivamente. Como visto na análise de AEDE solos de qualidade ruim estão presentes em terras com valor elevado. O coeficiente de erro auto regressivo foi de 0.61301 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.61160.

No ano de 2011, o modelo SDM apresentou algumas variáveis que foram importantes para explicar o preço da terra. Nota-se que, nesse ano, a valorização patrimonial da terra, a produtividade do fumo e a produtividade do milho; essas tiveram significância de 1% e coeficientes de 0.9012, -3.292, 1.1312 respectivamente. A produtividade do milho defasada espacialmente tem influência negativa sobre o preço da terra devido à influência de propriedades que a alta produtividade do milho exerce sobre a vizinhança. A produtividade do milho defasada foi significativa a 5%, com coeficiente de -1.5976; enquanto que o investimento rural e a produtividade do fumo defasada espacialmente foram significativos a 10%, com coeficiente de 5840 e 2.7724. O coeficiente de defasagem espacial foi de 0.6233 e, o coeficiente de determinação para esse ano, foi de 0.5641.

O modelo SDEM, em 2011, foi o que mais se ajustou e as variáveis foram: valorização patrimonial da terra, produtividade do fumo, produtividade do milho, investimento e valor bruto da produção. Dentre essas as variáveis a valorização patrimonial e produtividade do fumo apresentaram significativos a 1% e os coeficientes foram de 0.9800 e -3.3251, respectivamente. A produtividade do milho foi significativa a 5% e o coeficiente foi de 0.9675. O valor bruto da produção e o investimento tiveram significância de 10%, com coeficiente de 0.3643 e 6285.72. O coeficiente de erro auto regressivo foi de 0.6290 e o coeficiente de determinação, nesse ano, foi de 0.5646.

Tabela 20: Regressão para os Modelos SDM e SDEM anos de 2006 e 2011.

	SDM 2006	SDEM 2006	SDM 2011	SDEM 2011
CONSTANTE	1891.492	7644.554***	11050.87 ***	27675.77***
VPN	0.68116 ***	0.68286 ***	0.90120 ***	0.9800 ***
PRDM	0.48056 ***	0.55280 ***	1.13119 ***	0.96753 **
PRDF	-0.094166	-0.20198	-3.2928 ***	-3.3251 ***
VBP	0.10117	0.19471	0.24622	0.36430 *
FNT	0.06558	0.12298 **	0.01577	-0.01450
INV	252.248	-0.25124	5804.08 *	6285.72 *
ITR	-0.68422	-0.72750	-20.47	-26.955
ARCM	-279.1852	-424.64	-5572.04	-4677.80
ARF	-1670.511	-880.43	-4345.09	-6452.81
SOLO	-4.3742	-102.648	241.221	-8.344
W_VPN	-0.32167 ***	0.04273	-0.36635	0.40309
W_PRDM	0.24376	0.56545**	-1.59762 **	-1.2364
W_PRDF	-0.052382	-0.54925	2.77244 *	0.38135
W_VBP	0.35879	0.62074	0.53220	0.6655
W_FNT	0.55068 ***	0.59174 ***	-0.27931	-0.41363
W_INV	-2036.55	-2139.32	-1182.44	3350.10
W_ITR	-5.1359 ***	-4.3740 *	14.8393	36.719

W_ARCM	-0.91105	-1269.85	8425.57	8006.62
W_ARF	1194.634	4342.73	-14019.79	-20157.21
W_SOLO	-295.468	-525.000 *	-895.11	-1649.77
RHO	0.59895 ***	-----	0.62336 ***	-----
LAMBDA	-----	0.61301 ***	-----	0.62906 ***
R <sup>2</sup>	0.61579	0.61160	0.56413	0.56460

Fonte: Elaboração própria, pelo programa GEODA. \*\*\* significativo a 1% \*\* significativo a 5% \* significativo a 10%.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta dissertação, buscou-se identificar e analisar os determinantes do preço da terra agrícola nos municípios de Santa Catarina para os anos de 2006 a 2011. Para isso, partiu da revisão de literatura do clássico Ricardo, o pioneiro no assunto da teoria econômica a respeito do preço da terra. Como também, foram observadas as demais hipóteses capazes de influenciar o preço, assim, a abordagem para a formação do preço dos ativos elaborada por Keynes e sugerida por Reydon, ao elaborar a teoria da formação do preço do ativo terra derivada de Keynes. Malassisse, a partir dessa teoria, buscará quais variáveis identificaram: a quase renda, o custo de manutenção e a liquidez é nessa referencial teórico que se pauta este trabalho. Posteriormente é analisado a literatura brasileira sobre o preço da terra e a literatura internacional para o preço da terra.

Ao considerar que, no final da década de 2000, em um cenário de inflação controlada, ocorre uma elevação persistente dos preços da terra, e considerando as diferenças de preços entre os municípios, buscou-se identificar os determinantes do preço da terra agrícola nos municípios de Santa Catarina. No Estado de Santa Catarina apresentou a maior elevação do preço da terra agrícola, em torno de 12,2% a.a frente aos demais Estados brasileiros.

Foi possível identificar que a definição do que seja município, possa afetar o preço da terra agrícola, ora se verifica, uma ampliação e diversificação das atividades econômicas, como comércio, serviços, indústria metalomecânica, moveleira, embalagens, a do vestuário, dentre outras, e cresce cada vez mais a importância da indústria metalomecânica na região de Chapecó.

Destaca-se que, nessa região, há um forte transbordamento, para o espaço rural, das atividades produtivas consideradas do mundo urbano e, assim, grande parte dessas atividades passam-se a configurar-se no meio rural. Com isso, diversificam-se as fontes de renda das famílias e deixam de depender exclusivamente da produção agropecuária e esse fato pode afetar o preço da terra agrícola.

Por outro lado, a Leste de Santa Catarina, nas regiões de Blumenau, Itajaí e Florianópolis são regiões próximas de cidades, com PIB elevado e relação PIB por serviço também elevado, isso indica que o turismo, a proximidade de portos e até mesmo o desenvolvimento econômico da região por incorporar atividades, como: têxtil e polos tecnológicos podem contribuir para elevação do preço da terra agrícola

Foi verificado que há dependência espacial do preço da terra e de seus determinantes. A presença de dependência espacial, identifica transbordamentos espaciais e formação de *clusters*, essa heterogeneidade espacial foi incorporada nesse estudo sobre o preço da terra agrícola.

O uso da econometria espacial é justificado pela análise do I de Moran uni variado. A análise Global uni variado nota-se que para o ano de 2006 apenas as variáveis: financiamento total e área colhida do milho obtiveram uni variado de baixa magnitude, no entanto a área colhida do milho é significativa a 1%, e assim como as demais variáveis é justificado o emprego da econometria espacial. Para o ano de 2011 as variáveis financiamento total e valor bruto da produção apresentaram baixos valores de I de Moran uni variado e não significativa a 1%. Já as demais variáveis apresentaram valores significativos para a estatística e, portanto, como a maioria das variáveis independentes e dependente tiveram o I de Moran significativo é justificado o emprego da econometria espacial, por haver dependência espacial entre as observações.

Ao analisar a estatística global bivariado para o ano de 2006, nota-se que algumas variáveis foram estatisticamente significativas e positivas, como: produtividade do milho, financiamento total, valorização patrimonial e imposto territorial rural. Enquanto outras variáveis como: área colhida do milho e tipos de solo foram negativas e significativas; as demais variáveis: valor bruto da produção, investimento e área colhida do fumo não foram significativas para análise.

No ano de 2011, na análise global bivariado, algumas variáveis apresentaram valores positivos e significativos para estatística, como: valorização patrimonial e imposto territorial rural; outras variáveis apresentaram o I de Moran negativo e significativo, como: área colhida do milho, investimento, área colhida do fumo e tipos de solo. As demais variáveis: financiamento total, valor bruto da produção não foram significativas.

Assim pela análise de AEDE, algumas variáveis estudadas podem contrariar a teoria, no entanto a confirmação dessa contrariedade se dará pela regressão. Essas variáveis

são: imposto territorial rural, área colhida de milho, tipos de solo, área colhida do fumo e produtividade do fumo.

Em os modelos de regressão: SAR, SEM, SDM, SDEM, para os anos de 2006 e 2011 é verificado se estes são capazes de captar, quais variáveis de fato influenciam o preço da terra em Santa Catarina, bem como, verificar se o modelo é aderente a teoria, e assim, chegar nos resultados dessa dissertação. No teste de lagrange para os modelos SAR e SEM, para o ano de 2006, verificou-se que o modelo SAR é o mais apropriado; enquanto que o mesmo teste foi efetuado para o ano de 2011 e verificou que o modelo SEM seria o mais apropriado.

No modelo SAR, 2006, pode-se verificar que, a valorização patrimonial, a produtividade do milho, o VBP (Valor Bruto da Produção) e a área colhida de milho, o preço da terra defasado espacialmente foram significativos a 1%; No entanto, a área colhida do milho contraria a teoria por apresentar sinal negativo, o coeficiente de determinação foi de 0.5652, proporcionou a aderência mediana no modelo. Esses resultados apontam a confirmação da análise de AEDE, mas muitas variáveis incorporadas no modelo não foram significativas

No ano de 2011, o modelo SEM é o mais apropriado. Pode-se verificar que, a valorização patrimonial e a produtividade do fumo foram significativas a 1%, com coeficientes positivo e negativo, respectivamente. A produtividade de milho foi significativa a 5%, com coeficiente positivo. A área colhida de milho foi significativa a 10%, com coeficiente negativo e a variável de quase-renda (VBP) não é significativa. Assim, conclui-se que a variável de liquidez e valorização patrimonial da terra explicam o modelo. O coeficiente de erro auto regressivo foi de 0.6677 e o coeficiente de determinação, para esse ano, foi de 0.5487. O preço da terra em 2011, pelo modelo SEM não tem acompanhado a renda gerada pela produção agropecuária e não confirmando desse modo a teoria.

No ano de 2006, o modelo SDM foi o mais adequado para a regressão; as variáveis capazes de explicar melhor o preço da terra foram: a valorização patrimonial da terra impactou positivamente o preço da terra, a produtividade do milho impactou positivamente, a valorização patrimonial da terra defasada espacialmente impactou negativamente, o financiamento total defasado espacialmente impactou positivamente e o imposto territorial rural defasado espacialmente negativamente e o preço da terra defasado impactou positivamente; todos com significância de 1%. O itr acreditava-se impactar o

preço da terra de forma positivamente na vizinhança, já que apresenta um custo para o município que tivesse ite elevado e assim, o preço da terra no município vizinho seria mais vantajoso, o financiamento defasado apresentou impacto positivo por causa dos empréstimos serem dados por certos municípios de origem.

O modelo SDEM, em 2011, foi o que mais se ajustou e as variáveis foram: valorização patrimonial da terra, produtividade do fumo, produtividade do milho, investimento e valor bruto da produção. Dentre essas as variáveis a valorização patrimonial e produtividade do fumo apresentaram significativos a 1% e os coeficientes foram de positivo e negativo, respectivamente. A produtividade do milho foi significativa a 5% e o coeficiente foi de positivo. O valor bruto da produção e o investimento tiveram significância de 10%, com coeficiente ambos positivos. O coeficiente de erro auto regressivo foi de 0.6290 e o coeficiente de determinação, nesse ano, foi de 0.5646.

De maneira geral, nota-se que os modelos apresentaram o ajustamento de forma satisfatória e as variáveis estudadas, em sua maioria, não foram significativas ou mesmo apresentaram sinais opostos pela teoria econômica sobre o mercado de terras, neste sentido para futuros estudos sobre o preço da terra agrícola em Santa Catarina é importante identificar outros fenômenos econômicos capazes de influenciar o preço da terra agrícola, para que o ajustamento seja mais elevado.

Como também, o impacto do crescimento e a diversidade de benefícios associados com a terra agrícola sugere que a propriedade rural pode ser demandada em vários mercados; conseqüentemente, teremos vários mercados com objetivos totalmente diferentes quanto a finalidade da terra e tal conhecimento pode fornecer uma compreensão que algumas terras, por possuírem características específicas podem ser convertidos em terras não agrícolas e passar a ter outro uso, como o turismo, área industrial e até mesmo um polo tecnológico, e assim, pode não haver uma metodologia fiel para levantar o preço da terra, logo o seu preço possa ser sobrestimado.

## REFERÊNCIAS

ABLER, D., 2003. Adjustment at the Sectoral Level. An IAPRAP Workshop on Policy Reform and Adjustment, October 23–25. **The Wye Campus of Imperial College**.

ALMEIDA, Eduardo. *Econometria Espacial Aplicada*. Editora Alinea, Campinas - São Paulo, 2012.

ANDO, Asao, Uchida, Ryuichi, 2004. The space-time structure of land price in Japanese metropolitan areas. **The Annals of Regional Science** 38 (4), 655-674.

ANSELIN, Luc and Daniel A. Griffith, 1988, Do spatial effects really matter in regression analysis? **Paper of the Regional Science Association** 65, 11-34.

ANSELIN, L. *Local indicators of spatial association – LISA*. **Geographical Analysis**.v.27, n.2, p.93-115, 1995.

ANSELIN, Luc. Space and applied econometrics: introduction. **Regional Science and Urban Economics**, v. 22, n. 3, p. 307-316, 1992.

ANSELIN, Luc, Bera, Anil K.,1998. Spatial dependence in linear regression models withan introduction to spatial econometrics. In: AmanUllah, Giles, David E.A (Eds.). **Handbook of Applied Economic Statistic**. CRC,pp. 237-289

ANSELIN, L., Rey, S., 1991. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. **Geogr. Anal.** 23, 112–131.

BACHA, C. J. C. A determinação do preço de venda e de aluguel da terra na agricultura. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 19, n. 3, p. 443-456, 1989.

BASTIAN, Chris T. et al. Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data. **Ecological Economics**, v. 40, n. 3, p. 337-349, 2002.

BARROS, F. R. T. **Os impactos da agroenergia no mercado de terras: dinâmica de preço e elasticidade de uso**. 2010. Dissertação (Mestrado em Agroenergia) – Fundação Getulio Vargas. São Paulo, 2010.

BARTIK, T.J., 1987. The estimation of demand of parameters in hedonic price models. **J. Political Econ.** 95, 81–88.

BATALHA, M. O; MENDONÇA, M. C. A; SANTOS, A.C. Turismo no espaço rural: debate e tendências, 2002

BOISVERT, R.N., Schmit, T.M., Regmi, A., 1997. Spatial, productivity, and environmental determinants of farmland values. **Am. J. Agric. Econ.** 79, 1657.

BRANDÃO, A. S. P. Mercado da terra e estrutura fundiária. In: \_\_\_\_\_. **Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões**. Rio de Janeiro: IPEA, 1988. p. 139-179.

BRANDÃO, A. S. P. O preço da terra no Brasil: verificação de algumas hipóteses. **Ensaio Econômicos da EPGE**, Rio de Janeiro: FGV, n. 79, p. 01-86, 1986.

BRANDÃO, A. S. P.; REZENDE, G.C. The behavior of land prices and land rents in Brazil. In: **AGRICULTURE AND GOVERNMENT IN AN INTERDEPENDENT WORLD**, Buenos Aires, 1989, **Anais...** Buenos Aires: IAAE, 1989. p. 717-727.

BUENO, V. C. **Evolução do mercado de terras no Brasil: movimento dos preços e volume de negócios**. 2005. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal Fluminense. Niterói, 2005.

CAIXETA, G.M, PARRÉ, J.L., 2015. Análise Espacial do Comportamento do Preço da Terra Agrícola para o Estado de Santa Catarina. XXX – Semana do Economista da UEM.

CARREÑO, L., Frank, F.C., Viglizzo, E.F., 2012. Tradeoffs between economic and ecosystem services in Argentina during 50 years of land-use change. **Agric. Ecosyst. Environ.** 154, 68–77.

CENSO AGROPECUÁRIO. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE, disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/>

CENTRO SOCIOECONÔMICO e PLANEJAMENTO AGRÍCOLA Cepa-Epagri. Secretaria de Estado da Agricultura e da Pesca Empresa de Pesquisa Agropecuária e Extensão Rural de Santa Catarina, 2014. Disponível em: <http://www.epagri.sc.gov.br/>

CHANG, Flora L. N. C. Mudanças no uso e preço de terras do Estado de São Paulo \_ período de 1995 a 2010. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (dissertação de mestrado), 2012.

CONCEIÇÃO, O. A. A pequena agroindústria familiar e suas necessidades de informação: estudo de caso em micro e pequenos empreendimentos rurais. Florianópolis, Instituto CEPA/SC, 2002.

DE LIMA, Fernando. **Programa Cedula da Terra: uma releitura dos principais resultados**. 2008. Tese de Doutorado. UNIVERSIDADE ESTADUAL DE CAMPINAS.

EGLER, C. A. G. Preço da terra, taxa de juros e acumulação financeira no Brasil. **Revista de Economia Política**, São Paulo: Brasiliense, v. 5, n. 1, jan.-mar. 1985. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/pdf/17-6.pdf>>. Acesso em: 23 maio 2012.

FOTHERINGHAM, A.S.; BRUNSDON, C.; CHARLTON, M. *Quantitative geography: perspectives on spatial data analysis*. Londres: Sage publications, 2000

GASQUES, Jose Garcia; BASTOS, Eliana Teles; VALDES, Constanza. Preços da terra no Brasil. In: **46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil**. Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), 2008.

Gavier-Pizarro, G.I., Calamari, N.C., Thompson, J.J., Canavelli, S.B., Solari, L.M., Decarre, J., Goijman, A.P., Suarez, R.P., Bernardos, J.N., Zaccagnini, M.E., 2012. Expansion and intensification of row crop agriculture in the Pampas and Espinal of Argentina can reduce ecosystem service provision by changing avian density. *Agric. Ecosyst. Environ.* 154, 44–55.

GEARY, R.C. The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician*, v.5, n.3, p.115-145, 1954.

GETIS, A.; ORD, J.K. The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographical Analysis*, v.24, p.189 – 206, 1992.

GRENEE, W.H., 1993. *Econometric Analysis*, 2nd ed. Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ.

KILIAN, Stefan et al. Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. **Land Use Policy**, v. 29, n. 4, p. 789-797, 2012.

LESAGE, J.P. *Spatial econometrics*. University of Toledo, 2000.

MA, S., Swinton, S.M., 2012. Hedonic valuation of farmland using sale prices versus appraised values. *Land Econ.* 88, 1–15.

MALASSISE, R.L.S. O comportamento do preço da terra agrícola: Uma análise espacial para o Estado do PARANÁ. Maringá: PCE/UEM (tese de doutorado), 2014.

MEIJL, V.H., RHEENEN, V.T., TABEAU, A., EICKHOUT, B., 2006. The impact of different policy environments on agricultural land use in Europe. **Agric. Ecosyst. Environ.** 114, 21–38.

MELLO, Márcio Antonio de. **SEMENTES QUE BROTAM DA CRISE: a produção de novidades organizacionais na agricultura familiar do Oeste de Santa Catarina.** 2009

MICHELLON, E. **Políticas públicas, mercado de terras e meio ambiente: uma análise a partir do Paraná.** Tese (Doutorado em Economia) – Instituto de Economia, UNICAMP, Campinas, 2002. Disponível em: <<http://www.bibliotecadigital.unicamp.br/document/?code=vtls000276188>>. Acesso em: 14 abr. 2012.

MINISTÉRIO DA AGRICULTURA. Política Agrícola. Crédito Rural, 2015. Disponível em: <http://www.agricultura.gov.br/politica-agricola/credito-rural>

MINISTÉRIO DA FAZENDA. Secretaria do tesouro nacional. Contas Anuais, 2015. Disponível em: [http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt\\_PT/contas-anuais](http://www.tesouro.fazenda.gov.br/pt_PT/contas-anuais)

MINISTÉRIO DA FAZENDA. Secretaria da receita federal do Brasil. Imposto sobre a propriedade territorial rural ITR Perguntas e Respostas 2011, disponível em: <http://www.receita.fazenda.gov.br/Publico/itr/2011/PerguntaseRespostasITR2011.pdf>

MINISTERIO DO TURISMO. TURISMO RURAL: Orientações Básicas. Brasília: 2ed, 2010.

KEYNES, John Maynard. **A teoria geral do emprego, do juro e da moeda (1936).** São Paulo: Atlas, 1992.

MERRY, F., Amacher, G., Lima, E., 2008. Land values in frontier settlements of the Brazilian Amazon. *World Dev.* 36, 2390–2401.

OLIVEIRA, J. T.; COSTA, L. D. N. Evolução recente do preço da terra no Brasil: 1966-1974. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 15, n. 3, p. 259-276, 1976.

OLIVEIRA, N. A. P.; FERREIRA, L. R. Determinantes do preço da terra rural no Brasil. In: 38º Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 2010, Salvador, BA. Belo Horizonte: ANPEC, 2010. v. 1. Disponível em: <<http://www.poseconomia.ufv.br/docs/ArtigoSeminaro23-11-2010ProfLeo.pdf>>. Acesso em: 20 fev. 2013.

PALMQUIST, R.B., 1989. Land as a differentiated factor of production: a hedonic model and its implications for welfare measurement. *Land Econ.* 65, 23-29.

PASCALE, PHELINAS; JOHANNA, CHOUMERT. **Determinants of agricultural land values in Argentina.** CERDI, 2015.

Pesquisa Agropecuária Municipal. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística IBGE, disponível em: <http://ibge.gov.br/home/estatistica/economia/pam/2006/default.shtm>

PINHEIRO, F. A. **A renda e o preço da terra: uma contribuição a análise da questão agrária brasileira.** 1980. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba, 1980.

PLATA, Ludwig Einstein Agurto. **Mercados de terras no Brasil: gênese, determinação de seus preços e políticas**. 2001. Tese de Doutorado. Instituto de Economia Universidade Estadual de Campinas.

PLATA, L. E. A. et al. A dinâmica do Mercado de terras rurais e a interferência do estado nos preços. In: 49º Encontro da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Belo Horizonte, 2011, Anais... Belo Horizonte: Sober, 2011.

RAHAL, C.S. A evolução dos preços da terra no estado de São Paulo: Análise de seus determinantes. Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre. Piracicaba, SP. 2003.

REYDON, B.P. **A Política de crédito rural e a subordinação da agricultura ao capital, no Brasil, no período de 1970-1975**. 1984. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, ESALQ-USP, Piracicaba, 1984.

REZENDE, G. C. Política agrícola, preço da terra e estrutura agrária. **Revista de Economia Rural**, Brasília, v. 20, n. 1, p. 73-100, abr./jun. 1982.

RICARDO, D., 1821. Principles of Political Economy and Taxation. 3rd ed.

RICARDO, D., 1996. Princípios de Economia Política e taxaço. Trad: Sandroni. R.H.P

ROBISON, L., Lins, D., Venkataraman, R., 1985. Cash rents and land values in US agriculture. *Am.J. Agric. Econ.* 67 (4), 794–805.

ROSEN, S., 1974. Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition. **J. Political Econ.** 82, 32–55

Santa Catarina, 2015 <<http://www.santacatarinabrasil.com.br/pt/polos-economicos/>>. Acesso em: 18 de Dezembro de 2015

SILLS, E.O., Caviglia-Harris, J.L., 2009. Evolution of the Amazonian frontier: land values in Rondônia, Brazil. *Land Use Policy* 26, 55–67.

SWINNEN, J., Ciaian, P., Kancs, D., 2008. Study on the Functioning of Land Markets in the EU Member States under the Influence of Measures Applied under the Common Agricultural Policy. Report to the European Commission. Centre for European Policy Studies, Brussels.

VEIGA, J. E. Cidades imaginárias: o Brasil é menos urbano do que se calcula. Campinas: Editora Autores Associados, 2002.

WHITE, H., 1980s. A heteroscedastic consistent covariance matrix and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 47, 817–838.

YOKOI, Takahisa; ANDO, Asao. One-directional adjacency matrices in spatial autoregressive model: A land price example and Monte Carlo results. **Economic Modelling**, v. 29, n. 1, p. 79-85, 2012.

## APÊNDICES

### MULTIPLICADOR DE LAGRANGE $\rho$

O teste focado de multiplicado de lagrange, um teste multiplicador de Lagrange tem a hipótese nula o modelo restrito e a hipótese alternativa o modelo irrestrito. A finalidade do teste é conhecer se a adoção de um modelo irrestrito aumenta o poder explicativo do modelo.

O princípio do teste de multiplicador de Lagrange é baseado na maximização da função de log-verossimilhança condicionada à restrição de que as estimativas do modelo irrestrito sejam iguais às estimativas do modelo restrito. Suponha que  $\theta_{IR}$  o estimador de máxima verossimilhança modelo irrestrito  $\theta_R$  o estimador dos parâmetros do modelo restrito. O objetivo é maximizar  $\ln L(\theta_{IR})$  sujeito a restrição de que  $\theta_{IR} = \theta_R$ :

$$\ln L(\theta_{IR}) - m(\theta_{IR} - \theta_R)$$

Onde  $m$  é o multiplicador de Lagrange e  $\ln(L)$  representa a função de log-verossimilhança. Uma condição de primeira ordem é:

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta_{IR}} = m$$

Ou seja, o  $\ln L$  atinge o valor máximo se a restrição for observada, o vetor de coeficientes do modelo irrestrito for igual ao vetor de coeficientes do modelo restrito ( $\theta_{IR} = \theta_R$ ). Se a restrição não for observada, há um custo de se impô-la, diminuindo o valor da função de log-verossimilhança, pois quanto maior assume  $m$ , maior é a redução do valor máximo em  $\ln L$  quando a restrição não é satisfeita. Se  $\theta_R$  estiver muito longe de  $\theta_{IR}$ , este custo é alto, rejeitando-se a hipótese de que a restrição é válida. Assim o modelo válido é o irrestrito.

Enfim para elaborar um teste do tipo de multiplicador de Lagrange, para modelos lineares e não lineares. O primeiro passo é encontrar o vetor escore derivando a função de log-verossimilhança. O vetor escore é definido como:

$$d_\theta = \frac{\partial \ln L}{\partial \theta}$$

O segundo passo é obter a matriz de informação, definida como a esperança da derivada segunda da função de log-verossimilhança com relação ao vetor de parâmetros  $\theta$ :

$$Inf(\theta) = -E\left(\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \theta \partial \theta}\right)$$

Por fim o multiplicador de Lagrange é dado pela formula:

$$ML_{\theta} = d_{\theta} \cdot Inf(\theta)^{-1} d_{\theta}$$

O teste multiplicador de Lagrange é baseado no vetor escore e na matriz de informação sob a hipótese nula que no caso é estabelecido, como:

$$H_0: \rho = 0$$

$$H_1: \rho \neq 0$$

A partir da função obtida do modelo SAR logaritmo da máxima verossimilhança:

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\theta^2) + \sum \ln \det(I_n - \rho W) - \frac{(y - \rho W y - XB)'(y - \rho W y - XB)}{2\sigma^2}$$

Derivando a função log-verossimilhança ( $\ln L$ ) em relação ao parâmetro espacial  $\rho$ , tem-se:

$$d_{\rho} = -tr(I_n - \rho W)^{-1} + \frac{e'Wy}{\sigma^2}$$

Avaliando para  $\rho=0$ , o primeiro termo da expressão é zero. E portanto obteremos:

$$d_{\rho} = \frac{e'Wy}{\sigma^2}$$

No entanto é necessário obter a matriz de informação:

$$Inf = \begin{bmatrix} tr[W^2 + W'W] + \frac{[WX\beta]'[X'WX\beta]}{\sigma^2} \frac{(X'WX\beta)'}{\sigma^2} \\ \frac{(X'WX\beta)'}{\sigma^2} \frac{X'X}{\sigma^2} \end{bmatrix}$$

Substituindo-se na expressão Eqx, obtém-se a formula do teste que é dada por:

$$ML_{\rho} = \frac{\left(\frac{e'Wy}{s^2}\right)^2}{\left\{ \frac{(WX\hat{\beta})'MWX\hat{\beta}}{s^2} + tr[W'W + W^2] \right\}}$$

Em que  $s^2$  é a estimativa para variância do erro ( $\sigma^2$ ) e  $\hat{B}$  é um vetor com as estimativas dos coeficientes de MQO. O teste  $ML\rho$  segue distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. É um teste assintótico, a estatística  $ML\rho$  é mais apropriada para grandes amostras.

#### O MULTIPLICADOR DE LAGRANGE $\lambda$

O teste do tipo multiplicador de Lagrange contra a auto correlação espacial na forma do modelo SEM.

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\theta^2) + \sum \ln \det(I_n - \lambda W) - \frac{(I_n - \lambda W)'(I_n - \lambda W)}{2\sigma^2}$$

O segundo passo é derivar o vetor escore sob a hipótese nula, que é estabelecido como  $H_0: \lambda=0$ , caso do modelo clássico de regressão linear. As hipóteses nula e alternativa do teste são:

$$H_0: \lambda = 0$$

$$H_1: \lambda \neq 0$$

$$\text{O escore } d_\lambda = -tr(I_n - \rho W)^{-1} + \frac{e'W e}{\sigma^2}$$

Dado que  $\lambda = 0$ , o primeiro termo torna-se nulo, pois  $tr(W)=0$ , vem que:

$$d_\lambda = \frac{e'W e}{\sigma^2}$$

Seguindo o mesmo procedimento anterior acha-se a matriz de informação:

$$Inf = \begin{bmatrix} n/2\sigma^4 & \frac{tr(W(I_n - \lambda W)^{-1})}{\sigma^2} \\ \frac{tr(W(I_n - \lambda W)^{-1})}{\sigma^2} & tr[(W(I_n - \lambda W)^{-1})] + tr\{[(W(I_n - \lambda W)^{-1})]'[(W(I_n - \lambda W)^{-1})]\} \end{bmatrix}$$

Assim sendo, para  $\lambda=0$ , os elementos fora da diagonal dessa matriz igualam-se a zero, enquanto o elemento diagonal reduz-se a  $tr[W'W+W^2]$ . Nesse caso, a estatística assume a seguinte expressão:

$$ML_\lambda = \frac{\left\{ \frac{e'W e}{s^2} \right\}}{tr[W'W+W^2]}$$

O teste segue distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade porque apenas uma restrição é envolvida. Esse teste é de fácil implementação uma vez que é necessário somente os resíduos da regressão do modelo clássico estimado por MQO.

#### MONTE CARLO

A simulação de Monte Carlo em experiências com propriedades central do limite de amostra espaciais de localmente covariantes aleatória dos campos, Thomas Barringer e Tony Smith Concentre-se na inferência sobre a média de uma amostra tirada espacialmente auto correlacionada nas observações. Sabe-se que a medida tradicional da variância que é usada para testar a hipóteses sobre a significância ser tendencioso. No contexto do desenvolvimento de um teorema de limite central de dados espacialmente dependentes,

Smith (1980) anteriormente sugeriu um chamado estimador de Tau do desvio padrão para a amostra média, que corrige para a dependência espacial. Quando este estimador de tau é aplicado em vez da estimativa usual, foi mostrado o z-valor que é usado para inferência para ser assintoticamente e normal padronizado. No periódico de Barringer e Smith explorar as condições sob as quais esta normalidade é aproximada em amostras de finitas, para cada escala de diferentes tamanhos de amostra, com diferentes formas de incorporar a auto correlação espacial e para extensões espaciais da dependência de variação. As simulações são realizadas para um binário movendo modelo médio. No presente contexto, o estimador de tau é mostrado para ser melhor do que a abordagem usual em que a sua distribuição corretamente é aproximada pela normal na maioria amostras de tamanho razoável.

A determinada classe de processos estocásticos, para que os resultados da simulação pertencem é referido como localmente covariantes campos aleatórios. Tais processos satisfazer duas condições importantes: co-variação adjacente, ou não-negativo co-variação entre pares de observação que estão dentro de um raio de influência; e remota independência ou independência entre a observação de pares que são separados por uma distância maior que o raio de influência. Embora essas propriedades cobrem uma ampla gama de processos espaciais, eles por nenhum meios inclua todas.

Monte Carlo avaliação dos pré-teste estimadores que consideram a situação onde a escolha de uma especificação de regressão está subordinada aos resultados de um ou vários testes de dependência espacial e esta é provavelmente a representação mais precisa das medidas tomadas na prática empírica.