

# **APLICAÇÕES DA ECONOMETRIA ESPACIAL AO RESULTADO DA ELEIÇÃO PRESIDENCIAL DE 2010 EM SANTA CATARINA**

Chantós Guilherme Antunes Mariani; chantos.mariani@hotmail.com

Universidade Federal do Rio Grande do Sul

**RESUMO:** O presente artigo tem por objetivo verificar, através do emprego de instrumentos econométrico-espaciais, se existem *clusters* de município no estado de Santa Catarina que partilharam da mesma preferência eleitoral nas eleições presidenciais de 2010. Dessa maneira, torna-se possível identificar quais seriam os redutos eleitorais dos principais candidatos a Presidente, como também encontrar evidências acerca de um “efeito multiplicador” de campanhas eleitorais regionalizadas, uma vez que a correlação espacial no desempenho eleitoral de cada candidato nos municípios catarinenses poderia implicar na existência de zonas de mútua influência entre municípios, onde um melhor desempenho em determinada cidade poderia resultar em também melhor desempenho nas cidades vizinhas, decorrente de um processo de interação social dos indivíduos desses locais. Para tanto, são apresentados os conceitos de correlação espacial e a metodologia utilizada para tratar os dados que padecem desse fenômeno. Após, é realizada a inspeção dos dados eleitorais dos municípios catarinenses para a identificação de possíveis padrões espaciais na votação dos candidatos a presidência, como também uma análise descritiva de dados sócio-econômicos dos *clusters* formados, onde se conclui que a dependência espacial da votação dos três principais candidatos é bastante elevada, possibilitando a divisão do estado em três grandes zonas de influência: oeste (Dilma), centro-leste (Serra) e litoral (Marina).

**PALAVRAS-CHAVE:** eleições presidenciais, econometria espacial, Santa Catarina.

**ÁREA TEMÁTICA: MÉTODOS QUANTITATIVOS**

## **1) INTRODUÇÃO**

A influência das especificidades regionais nos resultados de uma eleição é um fato indiscutível e de magnitudes muito relevantes. A chamada “geografia eleitoral” é justamente a área que busca identificar os motivos que levam alguns partidos e candidatos a receberem maior apoio eleitoral em certos locais, tendo como base a análise de diversos fatores que relacionam-se entre si de modo complexo (SOARES & TERRON, 2008, p. 275). Logo, dadas as condições econômicas, sociais e culturais pré-estabelecidas, certos candidatos já se sobrepõem aos outros antes mesmo de iniciada a campanha eleitoral, o que afeta radicalmente as estratégias a serem adotadas por cada candidato durante o período de campanha. Deste modo, a identificação de regiões geográficas que sejam simpáticas ou resistentes à imagem de um candidato é crucial para que este entenda qual é a sua base de eleitores.

Nesse sentido, outro fator intimamente relacionado é o chamado grau de interação de uma sociedade, e o modo com o qual se dá a comunicação e transmissão do conhecimento entre seus integrantes. Conforme STORNI, T. (2010):

As interações que ocorrem naturalmente no decurso das conversações possibilitam os indivíduos e os grupos a se tornarem mais familiarizados com objetos e idéias incompatíveis, e desse modo poder lidar com elas. (...) Através dos contatos e trocas de idéias, os indivíduos se identificam e formam opiniões que podem ser partilhadas, adquirindo consistência, pela maior revisão dos diferentes pontos de vista. (STORNI, 2010, p.49).

Portanto, conforme este mesmo autor, existiria um “multiplicador social” em determinadas localidades, o qual exerceria, dentro do âmbito eleitoral, a ampliação da influência das idéias de certos candidatos via interação entre os indivíduos em cada sociedade. Ou seja, a partir de um impulso inicial, seja este positivo ou negativo do ponto de vista de cada candidato, fatores inerentes a esse multiplicador tratariam de disseminar esse novo conhecimento, o que por sua vez acaba influenciando diretamente a construção do voto por cada indivíduo. Logo, seria possível especular que, dada a proximidade entre os municípios como fator propulsor da interação social entre os seus indivíduos, haveria a tendência de regiões contíguas apresentarem padrões semelhantes de voto, que por sua vez resultaria em algum grau de correlação espacial na votação municipal dos candidatos e padrões espaciais do voto.

Nesse contexto, este trabalho visa verificar, utilizando técnicas de econometria espacial, a validade da hipótese de existência de *clusters* de município no estado de Santa Catarina que partilharam da mesma preferência eleitoral nas eleições para a Presidência da República no ano de 2010. Para tanto, foram coletados, para cada um dos 293 municípios catarinenses, o total de votos válidos no primeiro turno<sup>1</sup> dos principais candidatos a presidência, a saber: Dilma Rousseff (PT), José Serra (PSDB) e Marina Silva (PV). Desta maneira, inicialmente são apresentados os conceitos e métodos econométrico-espaciais utilizados. Após, são analisados os resultados, que apontam para um alto grau de correlação espacial na votação de todos os candidatos. Por fim, busca-se montar um perfil sócio-econômico dos *clusters* eleitorais formados, através do qual podemos verificar que, em média, os municípios mais simpáticos à candidata do PV, Marina Silva, são aqueles de maior população e com maior poder econômico, em geral situados no litoral; para a candidata do PT, Dilma Rousseff, o melhor desempenho relativo se deu em municípios pequenos, mais

---

<sup>1</sup> Disponível no site [http://www.tse.gov.br/internet/eleicoes/eleicoes\\_2010.htm](http://www.tse.gov.br/internet/eleicoes/eleicoes_2010.htm)

pobres, de localização mais próxima à fronteira com a Argentina, e com maior dependência do programa Bolsa-Família; ao passo que para o candidato José Serra do PSDB, vencedor das eleições presidenciais no estado, os municípios que formam um *cluster* de alta votação localizam-se na região centro-leste, em geral de pequeno-médio porte e, apesar do PIB *per capita* médio ser menor que o encontrado no *cluster* de alta votação da candidata do PT, são menos dependentes do programa Bolsa-Família.

## 2) MÉTODO DE ANÁLISE EXPLORATÓRIA ESPACIAL

### 2.1) O Fenômeno da Dependência Espacial

Conforme LESAGE, J. P. (1998), o fenômeno da dependência espacial entre as observações de uma determinada amostra pode ser formalizado da seguinte maneira:

$$y_i = f(y_j), i = 1, \dots, n \quad j \neq i \quad (1)$$

Onde  $y_i$  e  $y_j$  denotam as observações dos dados nas localidades  $i$  e  $j$ , respectivamente. Logo, a expressão (1) implica que o valor da variável em um espaço (região) será função das observações de outros  $n$  espaços (regiões) da amostra, evidenciando a não-independência dos dados seccionais<sup>2</sup>. Alternativamente, CHIARINI, T. (2008) representa a existência de autocorrelação espacial tal como segue:

$$Cov[y_i, y_j] = E[y_i y_j] - E[y_i] \cdot E[y_j] \neq 0, \quad j \neq i \quad (2)$$

Portanto, sendo a covariância entre duas observações dispostas no espaço diferente de zero, há a evidência de dependência espacial entre elas. Para os propósitos deste estudo, temos que  $y_i$  representa o percentual de votos válidos atingido pelo candidato no município  $i$ , ao passo que  $y_j$  assume os percentuais de votos válidos obtidos por este mesmo candidato em todas os municípios definidos como vizinhos à  $i$ .

---

<sup>2</sup> Conforme observa CHIARINI, T. (2008), por muito tempo a dependência espacial das observações em cortes-transversais foi desprezada pelos econométricos; período este que, para alguns autores, pode ser considerado como a “idade das trevas” da econometria. Entretanto, nem todo grau de associação entre observações no espaço torna-se problemático do ponto de vista da estimação de modelos confiáveis. Segundo MENCKEN, F; BARNETT, C. (1999), autocorrelação espacial representa a identificação de maior associação entre as observações do que a normalmente esperada; ou seja, até certo ponto o grau de dependência espacial pode, de fato, ser negligenciado.

Neste ponto, uma das questões que emergem no tratamento de dados onde há dependência espacial é justamente a forma com a qual será representada a localização espacial das observações da amostra. Para LESAGE, J. P. (1998) e ANSELIN, L. (2002), a representação espacial das observações pode ser realizada através de uma matriz de ponderação espacial, cuja construção dá-se pela escolha de um critério, normalmente distância ou contigüidade, sendo possível ainda um terceiro, baseado em “distâncias econômicas” entre as regiões<sup>3</sup>.

Entretanto, o presente trabalho adotará como critério de representação espacial apenas a contigüidade entre as observações. De acordo com ANSELIN, L. (2002), a matriz de ponderação espacial baseada no critério de contigüidade entre as observações é uma matriz simétrica de ordem  $n \times n$  que tem por objetivo identificar as regiões vizinhas a cada observação  $i$  do conjunto de  $n$  observações da amostra. Para tanto, atribui-se o valor “1” para todos os elementos na linha  $i$  vizinhas a observação  $i$ , e “0” para todas as outras observações<sup>4</sup>.

Contudo, conforme LESAGE, J. P. (1998) há uma ampla diversidade de critérios possíveis para a definição da vizinhança de uma observação, sendo que nenhum destes pode ser definitivamente certificado como melhor que outro; neste ponto, segundo ANSELIN, L. (2002), o fato do critério para a escolha da matriz ser definido arbitrariamente pelo pesquisador é apontado como a maior fraqueza dessa metodologia<sup>5</sup>.

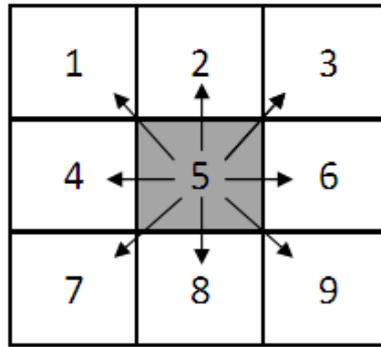
Porém, para este trabalho, optou-se pelas definições de contigüidade do tipo “rainha” (*queen contiguity*), de primeira ordem<sup>6</sup>. Logo, seja  $w_{ij}$  um elemento da matriz de contigüidade  $W$ ; através da definição de contigüidade do tipo “rainha”, teríamos  $w_{ij} = 1$  para toda observação  $j$  que compartilhe um mesmo lado ou um mesmo vértice com a observação  $i$ , e  $w_{ij} = 0$  para todas as outras. Através da figura abaixo, podemos representar a contigüidade do tipo “rainha”, onde as setas representam os diferentes sentidos em que se considera a vizinhança da região (5):

<sup>3</sup> Para mais informações a respeito das diferentes maneiras de construir a matriz de ponderação espacial, ver ANSELIN, L. (2002) e LESAGE, J. P. (1998).

<sup>4</sup> Por convenção, cada elemento  $i$  não é vizinho de si próprio, tornando todos os elementos da diagonal principal da matriz iguais a zero. (ANSELIN, 2002)

<sup>5</sup> Para uma maior discussão a respeito dos critérios e problemas de especificação, ver ANSELIN, L. (2002) e LESAGE, J. P. (1998).

<sup>6</sup> Por contigüidade de primeira ordem nos referimos apenas a vizinhos imediatos. Ao tratarmos de contigüidade de ordens maiores, também estaríamos levando em conta a influência dos vizinhos dos vizinhos (para contigüidade de segunda ordem), e assim sucessivamente.



**FIGURA 1:** Contigüidade do tipo “rainha”.  
**FONTE:** Elaborado própria adaptada de CHIARINI, T. (2008)

Como exemplo, podemos montar a matriz de contigüidade de primeira ordem para cinco municípios catarinenses, onde da 1ª à 5ª linha/coluna são representados, respectivamente as cidades de Forquilha, Meleiro, Morro Grande, Nova Veneza e Siderópolis. O mapa destes municípios é dado abaixo:



**FIGURA 2:** Exemplo de contigüidade nos municípios de Santa Catarina.  
**FONTE:** Elaborado própria com software TerraView 3.3.1.

Dessa forma, seja  $W^R$  a matriz de contigüidade de 1ª ordem, conforme o critério “rainha” associada à figura acima:

$$W_{5 \times 5}^R = \begin{matrix} & \begin{matrix} \text{FORQUILHINHA} \\ \text{MELEIRO} \\ \text{MORRO GRANDE} \\ \text{NOVA VENEZA} \\ \text{SIDERÓPOLIS} \end{matrix} \\ \begin{matrix} \text{FORQUILHINHA} \\ \text{MELEIRO} \\ \text{MORRO GRANDE} \\ \text{NOVA VENEZA} \\ \text{SIDERÓPOLIS} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

Para facilitar a interpretação dos resultados posteriores, a matriz de ponderação espacial usualmente é padronizada pelas linhas. Conforme indica ANSELIN, L. (2002) cada elemento da matriz acima pode ser reescrito da seguinte forma:

$$w_{ij}^p = \frac{w_{ij}}{\sum_j w_{ij}}$$

Desta forma, definamos  $C^R$  como matriz de pesos espaciais na sua forma padronizada:

$$C_{9 \times 9}^R = \begin{matrix} & \begin{matrix} \text{FORQUILHINHA} \\ \text{MELEIRO} \\ \text{MORRO GRANDE} \\ \text{NOVA VENEZA} \\ \text{SIDERÓPOLIS} \end{matrix} \\ \begin{matrix} \text{FORQUILHINHA} \\ \text{MELEIRO} \\ \text{MORRO GRANDE} \\ \text{NOVA VENEZA} \\ \text{SIDERÓPOLIS} \end{matrix} & \begin{pmatrix} 0.00 & 0.33 & 0.00 & 0.25 & 0.00 \\ 0.50 & 0.00 & 0.50 & 0.25 & 0.00 \\ 0.00 & 0.33 & 0.00 & 0.25 & 0.00 \\ 0.50 & 0.33 & 0.50 & 0.00 & 1.00 \\ 0.00 & 0.00 & 0.00 & 0.25 & 0.00 \end{pmatrix} \end{matrix}$$

## 2.2) O Coeficiente I-Moran Global e Local

Para a mensuração do grau de associação espacial e a construção dos clusters eleitorais dos candidatos a Presidência da República no estado de Santa Catarina, foi escolhida a estatística I-Moran. No seu formato global, tal estatística visa representar o grau de associação espacial entre as observações de uma amostra, de forma que – definida no intervalo  $[-1,1]$  – quanto mais próximo do limite superior, maior será o grau de associação espacial entre as observações, indicando a possível ocorrência de homogeneidade entre regiões vizinhas; em

contrapartida, quando a estatística I estiver próxima de -1, maior será o grau de dissimilaridade entre estas regiões; finalmente, a proximidade de zero implica a inexistência de dependência espacial para aquela variável<sup>7</sup>. Formalmente, calcula-se tal estatística da seguinte maneira:

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

Onde  $n$  representa o número de observações da amostra<sup>8</sup>,  $x_i$  e  $x_j$  são os valores para as observações  $i$  e  $j$  da variável que se busca identificar a existência de dependência espacial;  $\bar{x}$  denota a média amostral da variável; e  $w_{ij}$  são os elementos da matriz de contigüidade utilizada<sup>9</sup>.

Conforme aponta ANSELIN, L. (1994) é possível a ocorrência de padrões espaciais em algumas regiões isoladas mesmo que a estatística global aponte para a inexistência destes, ou ainda diferenças entre o padrão encontrado em algumas regiões com o indicado pela estatística global. Desta maneira, torna-se necessário desmembrar a estatística global em indicadores locais que possam demonstrar as regiões onde a dependência espacial na variável estudada é, de fato, observável. De acordo com o método abordado em ANSELIN, L. (1994) é possível fragmentar a estatística I-Moran Global de modo a viabilizar a identificação das regiões onde existem padrões espaciais observáveis, gerando um indicador local de associação espacial – LISA<sup>10</sup> – para cada observação (região) da amostra. Dessa forma, o cálculo da estatística I-Moran Local é feito tal como segue:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

<sup>7</sup> Dessa forma, sejam X e Y dois padrões antagônicos possíveis de uma variável para observações dispostas no espaço. Uma estatística I-Moran próxima de 1 equivaleria a dizer que regiões onde a variável assume o padrão X estão próximas de outras de padrão X, e regiões com padrão Y estão próximas de outras com mesmo padrão. Caso a estatística I-Moran esteja próxima de -1, regiões onde a variável assume o padrão X estariam próximas de outras com padrão Y, e vice-versa; ao passo que a estatística próxima de zero indicaria que não se identificam associações de (X-X), (Y-Y), (X-Y) ou (Y-X).

<sup>8</sup> No caso, 293 observações, correspondentes a cada um dos municípios catarinenses.

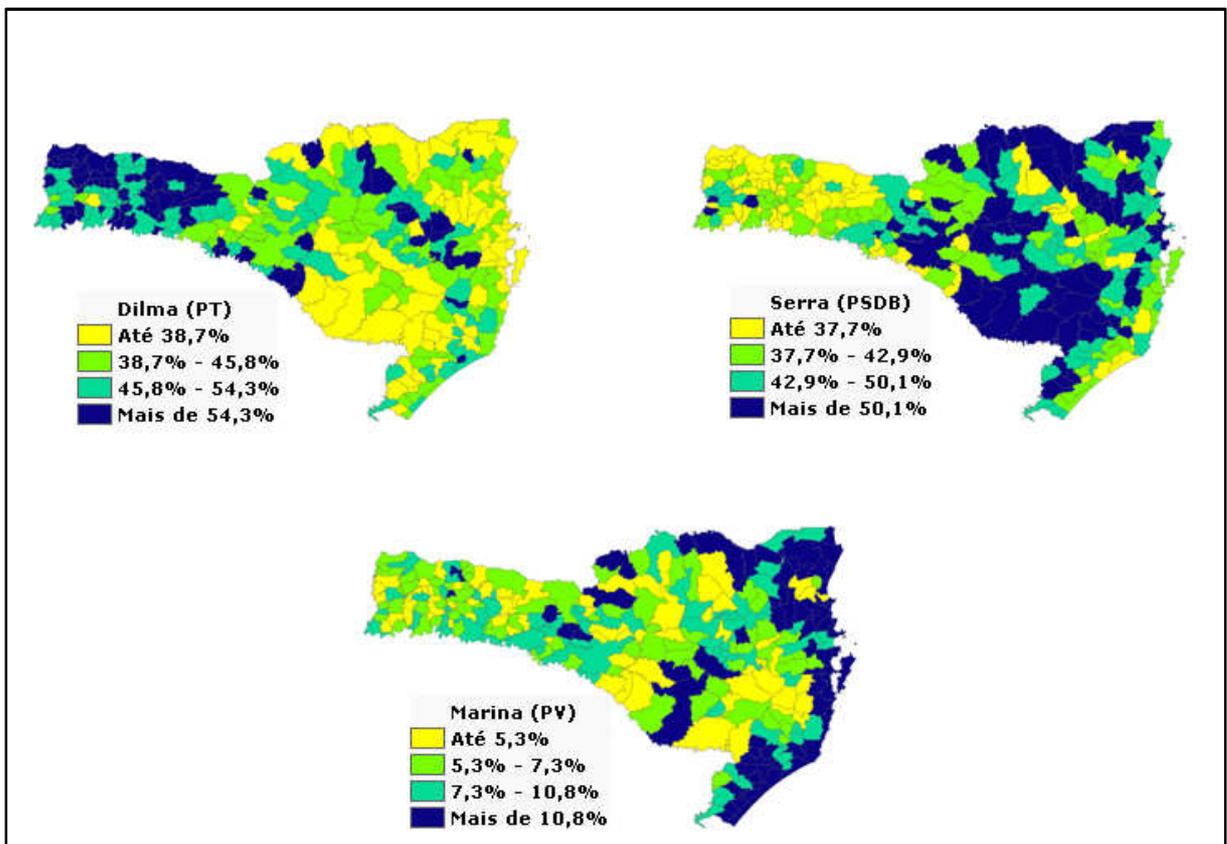
<sup>9</sup> Neste caso, são os elementos da matriz binária (i.e. sem a padronização das linhas).

<sup>10</sup> Do inglês, *Local Indicator of Spatial Association*.

Onde  $m_2 = \sum_j (x_i - \bar{x})/n - 1$  é o estimador da variância da variável na amostra, sendo constante para todo  $i$ , e  $w_{ij}$  são os valores da matriz de pesos espaciais padronizada. Portanto, o cômputo da estatística local para todas as observações da amostra viabiliza a identificação de agrupamentos de municípios em Santa Catarina que compartilham do mesmo padrão de associação espacial do voto para os principais candidatos a presidência da República no ano de 2010.

### 3) RESULTADOS

De acordo com a Figura 3 abaixo, é possível especular quanto a não-heterogeneidade de distribuição dos redutos eleitorais dos candidatos a Presidente no estado de Santa Catarina, o que traria evidências para a existência do fenômeno de correlação espacial. Através da separação dos municípios em quartis, foram criados três mapas, um para cada candidato, onde torna-se viável verificar quais as regiões de melhor desempenho eleitoral destes.



**FIGURA 3:** Municípios por quartis, de acordo com a votação de Dilma (acima e à esquerda), Serra (acima e à direita) e Marina

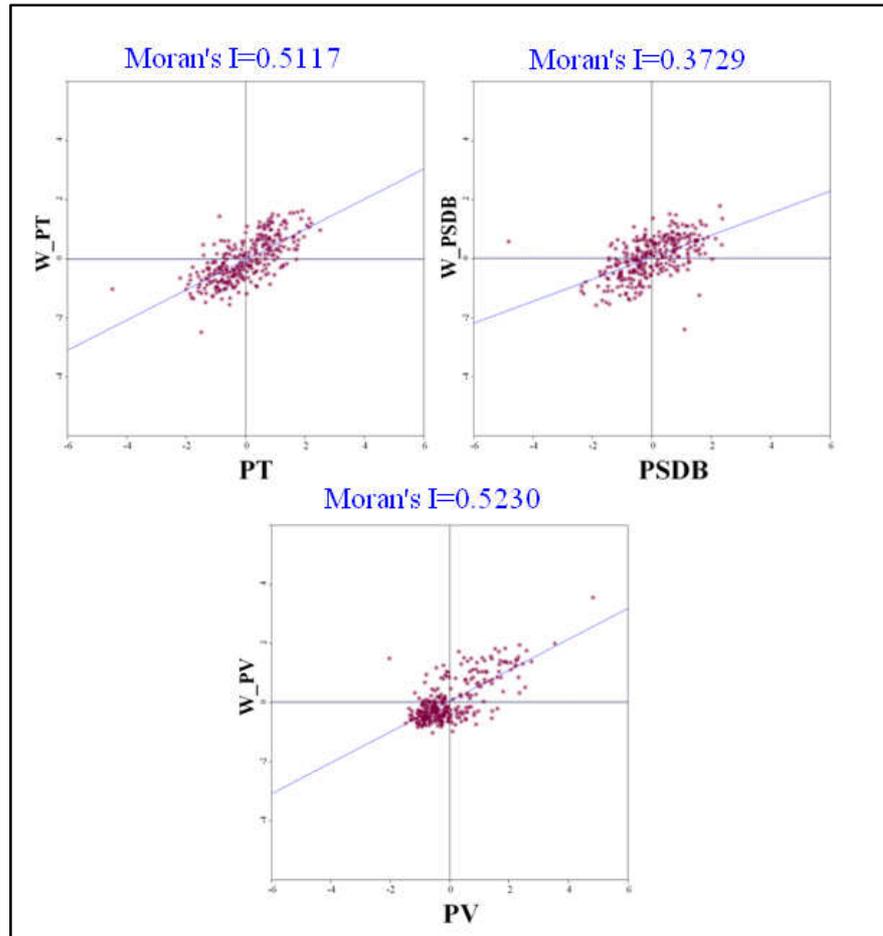
**FONTE:** Elaborado própria com dados do TSE e software TerraView 3.3.1.

Fica evidente que a votação da candidata do PT (acima e à esquerda) foi muito mais expressiva na região oeste do estado, onde praticamente todos os municípios das microrregiões Chapecó, Xanxerê, Concórdia e São Miguel do Oeste se concentram nos quartis mais elevados. Em contrapartida, ao nos movermos para o leste de Santa Catarina, vemos que a influência da candidata petista diminui significativamente; de fato, nos mais importantes municípios catarinenses, como Florianópolis, Joinville, Tubarão, Criciúma e Lages, o desempenho da candidata Dilma Rousseff foi bastante inferior ao do principal adversário, o que foi decisivo para a obtenção de apenas 38,71% dos votos válidos no estado.

De modo esperado, na região centro/leste o resultado do candidato do PSDB (acima e à direita) foi bastante expressivo. Nos municípios de Rio Negrinho e Campo Alegre no norte catarinense, e em cidades da microrregião Serrana, tais como São Joaquim, Capão Alto e Bom Retiro, candidato atingiu mais de 60% dos votos válidos. Ademais, se destaca que, a depender dos resultados na maioria das cidades de grande porte de Santa Catarina, como Joinville e Blumenau, o candidato do PSDB se elegeria já no primeiro turno.

Contudo, um resultado interessante emerge da análise dos resultados do percentual de votos válidos atingido pela candidata Marina Silva, do PV (abaixo). Ainda que em nenhum município ela atinja percentual necessário para ir ao segundo turno, é surpreendente verificar o grau de aceitação das propostas da candidata no extremo leste catarinense, onde fica visível um corredor de municípios litorâneos situados nos quartis mais elevados. Neste ponto, destaca-se o resultado da candidata do PV em Florianópolis – o maior da candidata no estado – que alcançou a marca dos 28,7% dos votos válidos. Além da capital, em São José e Criciúma a candidata obteve a preferência de mais de 20% do eleitorado.

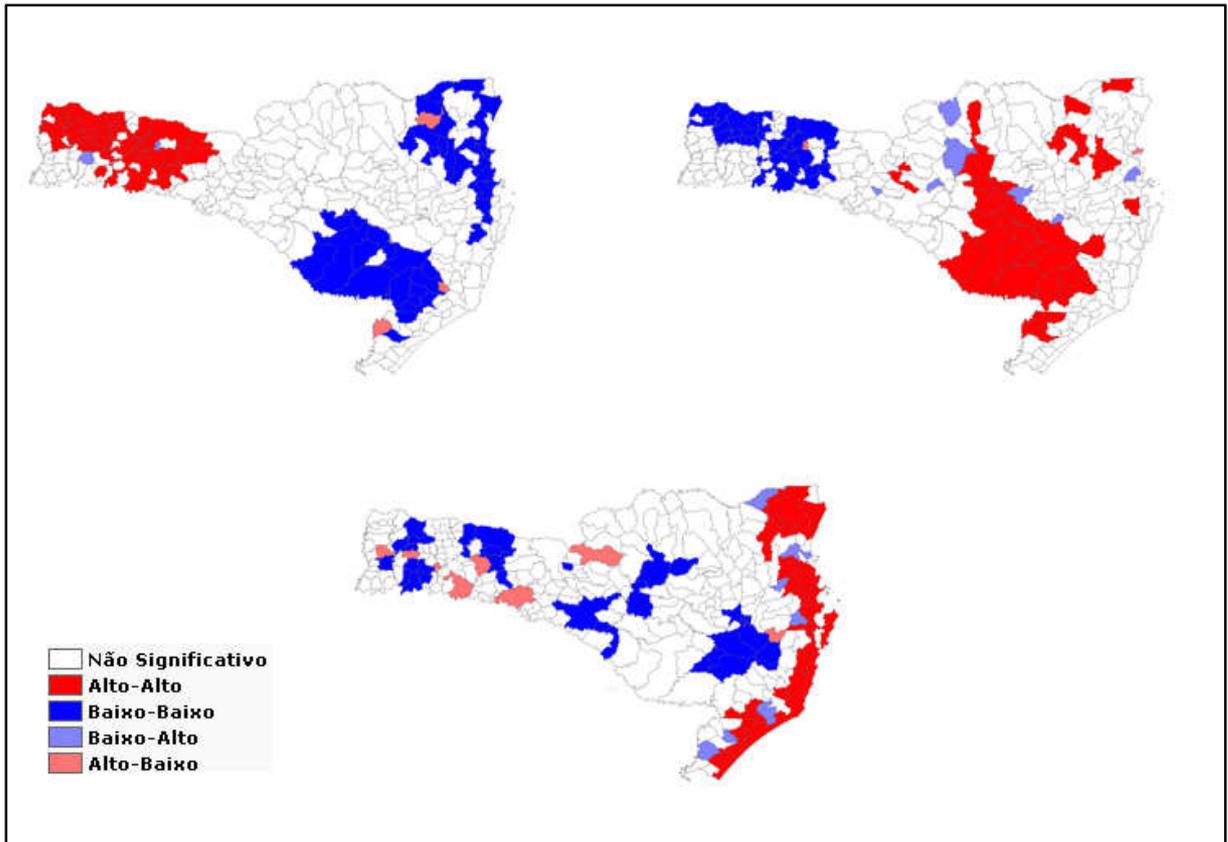
Ao analisarmos o *Moran scatterplot* e o índice de associação espacial para a votação dos três candidatos (Figura 4) verificamos que os percentuais por eles obtidos nos municípios catarinenses possuem alto grau de dependência espacial, sendo 0,5117; 0,3729; e 0,5230; os índices obtidos por Dilma, Serra e Marina, respectivamente. Tal resultado aponta para a existência de padrões espaciais locais na votação destes candidatos nos municípios catarinenses, o que nos leva a especular acerca da influência dos componentes regionais na determinação dos resultados deste embate eleitoral no estado.



**FIGURA 4:** Estatística de Correlação Global (I de Moran) para a votação de Dilma (acima e à esquerda), Serra (acima e à direita) e Marina.

**FONTE:** Elaborado própria com dados do TSE e software GeoDa.

Fragmentando as estatísticas globais em indicadores locais de associação espacial, obtemos a Figura 5, a qual nos permite verificar quais foram os redutos eleitorais dos candidatos à Presidência do Brasil no estado de Santa Catarina. Dessa forma, ao tomarmos os pontos que estão situados nos primeiros quadrantes dos *Moran scatterplot* acima, identificamos aqueles municípios com alto percentual de votação de cada candidato e que são vizinhos a outros municípios com alto percentual de votação deste mesmo candidato (alta votação – alta votação). Para o segundo quadrante, temos o padrão (alta votação – baixa votação), ao passo que para o terceiro e quarto quadrantes imperam os padrões (baixa votação – baixa votação) e (baixa votação – alta votação), respectivamente.



**FIGURA 4:** Mapa de *clusters* para a votação de Dilma (acima e à esquerda), Serra (acima e à direita) e Marina.

**FONTE:** Elaborado própria com dados do TSE e software TerraView 3.3.1.

Como esperado, a inspeção visual da Figura 4 que indica os *clusters* eleitorais da então candidata Dilma Rousseff nos mostra que o oeste catarinense é, de fato, uma região de grande influência do PT no estado. Para o candidato José Serra nota-se que há um grande *cluster* do tipo (alta votação – alta votação) que compreende os municípios do centro-sul catarinense, ao passo que os municípios da faixa litorânea do estado formam um *cluster* eleitoral da candidata Marina Silva, do PV.

A Tabela 1 abaixo sintetiza alguns dados descritivos dos *clusters* formados, de modo a possibilitar a elaboração de um perfil-sócio econômico de cada grupo de municípios. Dessa forma, as colunas “POP”, “MUN”, “POP MÉD”, “BF/POP”, “IFRJ” e “PIBPC” representam, respectivamente: a população total do *cluster*; o número de municípios que formam aquele grupo; a população média dos municípios do *cluster*; o valor total recebido pelas famílias dos municípios através do programa Bolsa-Família, relativizado pela população total do grupo de municípios; o Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal relativo ao ano de 2007 ponderado pela população de cada município do *cluster*; e o PIB *per capita* dos *clusters*.

PADRÃO	PARTIDO	POP	MUN	POP MÉD	BF/POP	IFRJ	PIB PC
Alto-Alto	PT	595.480	47	12.670	R\$ 3,19	0,746	20.333
	PSDB	951.885	41	23.217	R\$ 2,22	0,753	19.613
	PV	2.903.309	48	60.486	R\$ 1,49	0,782	23.054
Baixo-Baixo	PT	1.965.210	47	41.813	R\$ 1,67	0,777	24.354
	PSDB	462.959	35	13.227	R\$ 3,32	0,750	21.541
	PV	319.766	37	8.642	R\$ 3,94	0,672	16.426
Baixo-Alto	PT	22.114	2	11.057	R\$ 5,07	0,637	18.872
	PSDB	112.683	7	16.098	R\$ 3,15	0,624	9.850
	PV	103.893	10	10.389	R\$ 2,24	0,698	13.784
Alto-Baixo	PT	30.153	3	10.051	R\$ 1,72	0,697	15.977
	PSDB	36.399	2	18.200	R\$ 3,13	0,679	12.343
	PV	430.327	8	53.791	R\$ 1,92	0,777	21.985
Não-Significativo	PT	3.577.574	194	18.441	R\$ 2,10	0,740	18.348
	PSDB	4.626.605	208	22.243	R\$ 1,89	0,755	20.816
	PV	2.433.236	190	12.807	R\$ 2,55	0,724	17.848

**TABELA 1:** Dados descritivos dos *clusters* eleitorais dos candidatos a Presidência.  
**FONTE:** Elaborado própria.

Analisando os dados referentes aos *clusters* do tipo “alto-alto”, verificamos que os três possuem um número semelhante de componentes. Contudo, o tamanho médio dos municípios difere substancialmente; nota-se que os municípios que se classificam no grupo “alto-alto” da candidata do PV possuem uma população média de pouco mais de 60 mil habitantes, enquanto para o candidato do PSDB e a candidata do PT, a média encontra-se ao redor de 23 mil e 12 mil habitantes, respectivamente. Esse dado nos mostra uma característica interessante do eleitor das grandes cidades, que mais resistente a tendência de bipolarização das eleições presidenciais entre PT e PSDB, buscou uma terceira via, representada pela candidata do PV.

Ademais, fica evidente que as propostas da candidata Marina Silva tiveram maior aceitação naqueles municípios que, em média, são mais ricos. Analisando os dados sócio-econômicos dos *clusters*, representados pelas três últimas colunas da tabela, vemos que o indicador “BF/POP” em torno de R\$ 1,49 por habitante fica bastante abaixo do calculado para os *clusters* “alto-alto” dos outros dois candidatos; indicador este que foi elevado no grupo da candidata Dilma Rousseff, o que alimenta a hipótese de que o programa Bolsa Família tem forte impacto eleitoral. Complementarmente, o índice de desenvolvimento municipal e o PIB *per capita* do grupo da candidata do PV são mais elevados em comparação aos outros dois. Deste modo, a análise destes dados poderia indicar que as camadas mais pobres da sociedade de Santa Catarina ainda possuem maior identificação com o Partido dos Trabalhadores, enquanto as parcelas mais abastadas simpatizam com o candidato do PSDB, mas também

começam a buscar alternativas que fogem da tradição que se impôs deste o ano de 1994, quando deu-se o marco fundamental da rivalidade acirrada entre PT e PSDB nas eleições presidenciais. Logo, poderíamos especular que o eventual crescimento futuro do PV como partido político, e continuidade da chamada “onda verde” iniciada nas eleições de 2010, é mais danoso ao PSDB do que ao PT, visto que o PV entra, inicialmente, como competidor nas classes mais altas; nicho eleitoral que é historicamente mais adepto ao PSDB.

## 5) CONSIDERAÇÕES FINAIS

Através do emprego de técnicas de econometria espacial, o presente artigo buscou identificar *clusters* de municípios catarinenses que partilharam da mesma preferência de voto nas eleições presidenciais de 2010. Conforme os resultados estimados, fica evidente um alto grau de correlação espacial na votação municipal dos três principais candidatos a Presidência da República naquele ano, o que indica que as especificidades regionais são fator relevante para a montagem de estratégias eleitorais pelos partidos, e que pode existir um “efeito multiplicador” das campanhas eleitorais regionalizadas, visto que a interação social entre as localidades trata de disseminar os ideais de um candidato, multiplicando o impulso inicial dado pela campanha.

Após, desmembrando as estatísticas globais inicialmente calculadas, foi possível verificar que a região oeste de Santa Catarina parece ser a mais identificada com as idéias da candidata Dilma Rousseff, do PT; enquanto a região centro-leste formou um *cluster* de municípios onde o candidato do PSDB, José Serra, obteve elevado desempenho. Para a candidata Marina Silva, a surpresa foi averiguar a boa aceitação da sua candidatura nas localidades mais próximos do litoral, que formaram um corredor de municípios pertencentes ao *cluster* “alto-alto” da candidata. Ademais, ficou evidente os distintos perfis sócio-econômicos dos *clusters* do tipo “alto-alto”: enquanto os municípios deste grupo, para a candidata Dilma Rousseff, são em média pequenos, mais pobres e – consequentemente – mais dependentes do programa Bolsa Família, para o candidato José Serra e Marina Silva ambos os *clusters* apresentam maior população média e melhores indicadores de renda, destacando ainda que população e indicadores são ainda maiores e melhores se tratando do grupo “alto-alto” da candidata do PV. Portanto, poderíamos verificar uma tendência das localidades mais abastadas de Santa Catarina em buscar alternativas à bipolarização eleitoral existente no Brasil.

## 6) REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGNEW, John. Mapping politics: how context counts in electoral geography. **Political Geography**. v.15, p. 129-146, 1996.

ANDRADE, Adriana. **Aplicação do Modelo Logístico Multinomial no Estudo da Decisão do Voto, 2010**. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais) – Escola Nacional de Ciências Estatísticas.

ANSELIN, Luc. **Spatial Econometrics**. 1999. Disponível em [http://www.csiss.org/learning\\_resources/content/papers/baltchap.pdf](http://www.csiss.org/learning_resources/content/papers/baltchap.pdf). Acesso em 8 de junho de 2010.

\_\_\_\_\_. Spatial Externalities. **International Regional Science Review**. n.2, v. 26, p.147-153, 2002.

\_\_\_\_\_. **GeoDa 0.9 User's Guide**. Center for Spatially Integrated Social Science, Urbana-Champaign, University of Illinois, 2003. Disponível em: <http://www.sal.uiuc.edu/stuff/stuffsum/pdf/geoda093.pdf>. Acesso em 20 de junho de 2009.

CHIARINI, Túlio. **A Pobreza no Espaço: Uma Aplicação para o Rio Grande do Sul, 2000. Porto Alegre, 2008**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-Graduação em Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

\_\_\_\_\_. Acesso a Serviços Públicos e Pobreza no Rio Grande do Sul: Uma Análise Espacial – 2000. **Ensaio FEE**, v.30, n.1, p.195-228, Porto Alegre, 2009.

FREEMAN, Scott; GROGGER, Jeffrey; SONSTELIE. The Spatial Concentration of Crime. **Journal of Urban Economics**. v.40, p. 216-231, set. 1996.

GREENE, William. **Econometric Analysis**. 5ª edição. New Jersey: Prentice Hall, 2002.

LESAGE, James. **Spatial Econometrics**, 1998. Disponível em: <http://www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf>. Acesso em 12 de outubro de 2010.

MENCKEN, F. Carson; BARNETT, Cynthia. Murder, Nonnegligent Manslaughter, and Spatial Autocorrelation in Mid-South Counties. **Journal of Quantitative Criminology**. n.4, v.15, p. 407-422, 1999.

SOARES, Glaucio; TERRON, Sonia. Dois Lulas: a geografia eleitoral da reeleição (explorando conceitos, métodos e técnicas de análise geoespacial). **Opinião Pública**. v.14, p. 269-301, 2008.

STORNI, Tiago. **Comportamento Eleitoral e Estratégia Partidária: uma análise espaço-temporal das eleições de SP e MG a partir dos conceitos de Inovação e Representação Sociais, 2010**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional/UFMG.