

# ANÁLISE DA DISTRIBUIÇÃO ESPACIAL DA CAFEICULTURA NO ESTADO DO ESPÍRITO SANTO

**Fabio Lyrio Santos (UFSCar)**

fabiolurio@dep.ufscar.br

**José Flávio Diniz Nantes (UFSCar)**

fnantes@ufscar.br



*Este artigo apresenta uma análise exploratória da distribuição espacial da produção de café entre os municípios do Estado do Espírito Santo. O método empregado é baseado nos indicadores espaciais de Moran, e utilizou dados dos levantamentos recentes do IBGE sobre a produção agrícola brasileira. Os resultados revelaram uma forte autocorrelação positiva entre os municípios e demarcaram um aglomerado de alta produção no norte do estado. Este, e os demais núcleos produtivos verificados, tendem a apresentar comportamentos e fatores incidentes particulares, permitindo que as ações neste setor sejam planejadas de forma distinta.*

*Palavras-chaves: Distribuição espacial; Cafeicultura; Índices de Moran*

## 1. Introdução

O Brasil é o maior produtor mundial de café. A cultura está presente em todas as macrorregiões, ocupando quase 2,3 milhões de hectares. Em 2007 a quantidade produzida ultrapassou as 2,2 milhões de toneladas, com valor total da produção em torno de R\$ 8 bilhões. O Espírito Santo é o segundo maior produtor nacional, com 617 mil toneladas anuais beneficiadas, atrás de Minas Gerais (987 mil ton) e à frente de São Paulo (234 mil ton), Bahia (151 mil ton) e Paraná (97 mil ton). De um total de 78 municípios capixabas, o café é cultivado em 76 deles (IBGE, 2008).

Esta difusão, obviamente, é ponderada. Além de ser a atividade mais representativa do agronegócio, a cafeicultura tem um peso substancial na economia do Espírito Santo. Assim, este artigo derivou de um trabalho de análise sobre a maneira como ela encontra-se espacialmente distribuída no estado. Interessou verificar as correlações existentes entre os municípios, a ocorrência de dependência espacial da atividade e evidenciar núcleos produtivos significantes.

Entende-se que as ações intervencionistas nos setores agrícolas tenderiam a obter um índice maior de sucesso caso o poder público antecipasse considerações importantes acerca de fatores, locais e distintos, associados à produtividade, variação da demanda e alteração do volume de produção dos sistemas produtivos. Desvendar a formatação da distribuição geográfica de uma atividade econômica, numa região considerada, e as correlações espaciais mencionadas, favorece uma melhor visualização desses fatores e o delineamento do poder de influência de cada um.

O objetivo deste estudo, portanto, foi analisar a distribuição espacial da cafeicultura nos municípios do Estado do Espírito Santo, verificando seu comportamento coletivo, a presença, ou não, de correlação espacial entre os mesmos e de possíveis aglomerações produtivas. Para isso, tomou-se como fonte de dados secundários os levantamentos mais recentes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) sobre a produção agrícola brasileira.

## 2. Cenário da cafeicultura no Espírito Santo

O IBGE publica, mensalmente, a previsão de safra no ano civil dos principais produtos agrícolas brasileiros. Trata-se do Levantamento Sistemático da Produção Agrícola (LSPA). Os dados são analisados por uma comissão que inclui representantes do IBGE e do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), a CEPAGRO – Comissão Especial de Planejamento, Controle e Avaliação das Estatísticas Agropecuárias

A análise da CEPAGRO sobre os dados do LSPA de fevereiro de 2009 mostra, para a safra nacional de café a ser colhida em 2009, uma estimativa de 2.360.383 toneladas (ou 39,3 milhões de sacas). Comparada ao ano anterior, quando foram colhidas 2.809.379 toneladas (ou 46,8 milhões de sacas), percebe-se uma previsão de queda de 16,0% na produção. Uma das causas desta queda pode ser atribuída à alta dos custos de produção, principalmente fertilizantes e mão-de-obra, e a manutenção da moeda nacional valorizada frente ao dólar em 2008. Apesar da estabilidade dos preços no mercado interno, dívidas antigas dos produtores ainda não puderam ser saldadas, inibindo os investimentos. Além disso, as regiões cafeeiras de alguns dos maiores estados produtores tiveram problemas em 2008 que se refletirão em 2009, como descrevem os pesquisadores da CEPAGRO.

Em Minas Gerais os municípios do sul do estado e da região do Triângulo Mineiro foram castigados por fortes chuvas e vendavais no final de 2008, ocorrendo, inclusive, granizo em vários deles. Isso certamente vai gerar conseqüências na safra dos municípios atingidos. A previsão é que, em 2009, o café de Minas Gerais apresente uma queda de produção de 19,8% e que a produtividade média reduza de 1,33 ton/ha para 1,11 ton/ha.

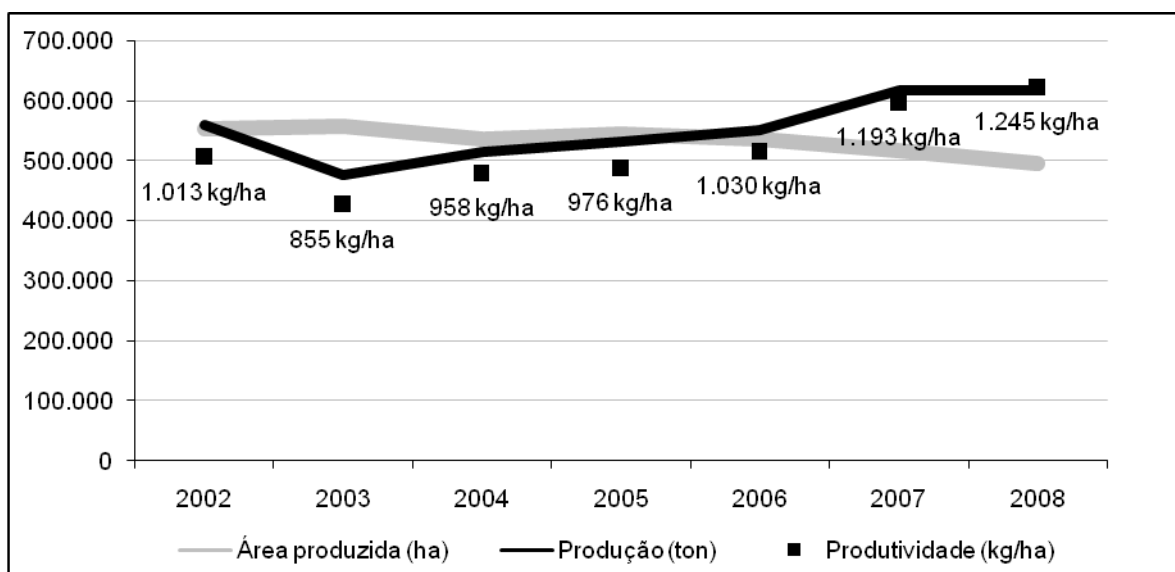
O Espírito Santo vem sofrendo problema inverso. Nos três últimos anos os períodos de estiagens têm sido longos e marcados por altas temperaturas. Os níveis dos mananciais atingem níveis críticos em determinados meses e regulam a irrigação das lavouras. No Norte do Estado foram relatados casos de murchamento dos frutos. A previsão é que o café capixaba apresente uma queda de 5,9% na produção e que o rendimento médio caia de 1,25 ton/ha para 1,17 ton/ha (IBGE, 2009).

Já os cafezais do Paraná têm apresentado um problema bastante incomum. A forte estiagem de 2007 ocasionou o atraso da colheita em 2008. Em contrapartida, as chuvas de 2008 possibilitaram floradas normais nas lavouras e, agora em 2009, as regiões do Sudeste e Sul do Estado apresentaram cafeeiros onde a florada convive com frutos tardios e ainda não colhidos no ano passado. A preocupação é que este cenário aumente o risco de aparecimento de pragas, como a broca. A expectativa da CEPAGRO é para uma queda de 29,0% na produção paranaense e que o rendimento médio recue de 1,51 ton/ha para 1,15 ton/ha (IBGE, 2009).

Vale lembrar que todas essas estimativas da CEPAGRO foram realizadas com os dados do LSPA de fevereiro de 2009. Outra observação relevante é que os dados referentes a 2008 ainda não estavam totalmente compilados pelo IBGE na ocasião do fechamento deste artigo. A Produção Agrícola Municipal (PAM) de 2008, por exemplo, ainda não havia sido publicada.

Confrontando essas estimativas com a série histórica recente da PAM/IBGE, caso elas se confirmem para 2009, seria a primeira queda de produtividade da cafeicultura capixaba desde 2003. A partir daquele ano, os cafeicultores do estado mostraram estar totalmente recuperados da crise que afligiu o setor no início da década e têm conseguido melhorar continuamente o rendimento de sua lavoura.

De 2003 a 2007, enquanto a quantidade produzida aumentou de 476.287 ton para 617.538 ton (29,7%), a área colhida foi reduzida de 557.232 ha para 517.729 ha (7,1%). Isso significou uma melhoria de 39,5% na produtividade (Figura 1).



Fonte: IBGE (2008) e CONAB (2008).

Figura 1 – Área produzida, produção e produtividade de café beneficiado no Espírito Santo, 2002-2008

O avanço no rendimento da cafeicultura capixaba, porém, é percebido apenas nas lavouras de café conilon, cuja produção o estado é especialista. Com relação ao café arábica, o estado ainda produz pouco e produz mal.

A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), órgão vinculado ao MAPA, também acompanha periodicamente a produção agrícola brasileira. Entretanto, diferentemente do IBGE, que considera o ano civil, a CONAB faz análises por safras. A unidade de medida da produção cafeeira utilizada pelos dois órgãos também se difere, embora trata-se apenas de uma questão de transformação. A CONAB trabalha com sacas beneficiadas de 60 kg, enquanto o IBGE, a partir de 2002, tem trabalhado com toneladas de grãos beneficiados (antes de 2002 o IBGE operava com café em coco).

Em 2008 foram realizados quatro levantamentos da safra cafeeira 2007/2008 (em janeiro, maio, setembro e dezembro de 2008, respectivamente). O último deles apontou, assim como os dados do IBGE, uma expectativa de decréscimo na produção de café capixaba entre as safras 2007/2008 e 2008/2009. Em percentual, entretanto, uma redução bem menor do que a esperada por aquele órgão: 0,7%.

Um ponto positivo dos levantamentos da CONAB é a distinção entre as lavouras de arábica e as de conilon. Com isso, pode-se perceber que, apesar desse recuo na produção geral do estado, os produtores de café arábica, estimulados pela alta no preço da saca, estão ampliando sua produção em 32,3%, passando dos 2,17 milhões de sacas beneficiadas da safra 2007/2008, para 2,87 milhões na safra 2008/2009 (CONAB, 2008).

Ainda assim, apesar de se estabelecer como terceiro maior produtor nacional dessa espécie, atrás de Minas Gerais e São Paulo, sua produção representa 28,0% da produção geral de café do estado e apenas 8,1% da produção nacional de café arábica. A produtividade do Espírito Santo, para esta categoria, é a pior entre os estados com produção mais significativa: ínfimas 14,67 sacas beneficiadas/ha. Os cafeicultores do Paraná conseguem produzir quase a mesma quantidade que os capixabas, em menos da metade da área (Tabela 1).

UFs	Arábica	Conilon
-----	---------	---------

	Área produzida (ha)	Quantidade (mil sacas)	Produtividade (sacas/ha)	Área produzida (ha)	Quantidade (mil sacas)	Produtividade (sacas/ha)
Minas Gerais	1.046.416	23.545	22,50	1.756	36	20,50
Espírito Santo	195.375	2.867	14,67	294.217	7.363	25,03
São Paulo	188.495	4.420	23,45	-	-	-
Paraná	96.920	2.608	26,91	-	-	-
Bahia	103.340	1.566	15,15	21.693	576	26,55
Rondônia	-	-	-	155.972	1.876	12,03
Outros	24.107	478	19,83	41.873	658	15,71
<b>BRASIL</b>	<b>1.654.653</b>	<b>35.484</b>	<b>21,44</b>	<b>515.511</b>	<b>10.509</b>	<b>20,39</b>

Fonte: CONAB (2008).

Tabela 1 – Produção de café beneficiado nos principais estados brasileiros, safra 2007/2008

Quanto ao café conilon, apesar de toda superioridade produtiva do estado, o rendimento atual da cultura está abaixo da conseguida pelos produtores da Bahia. Há que se ressaltar, contudo, o problema da seca prolongada de 2007 enfrentada pelos produtores do centro-norte do estado, onde estão concentradas mais de 80% das lavouras de conilon. Além do abortamento de floradas, na colheita foi verificado uma grande incidência de grãos com pesos reduzidos, em virtude da deficiência hídrica (CONAB, 2008).

### 3. Análise exploratória de dados espaciais

A análise exploratória de dados espaciais, conforme definida por Anselin & Bao (1997), compreende um conjunto de técnicas que visam revelar e descrever distribuições espaciais, identificar situações atípicas, descobrir aglomerações de uma atividade ou fator comum e sugerir regimes espaciais ou formas de heterogeneidade espacial. Para tanto, ela envolve uma série de ferramentas estatísticas cuja utilização é muito comum, principalmente, na geografia econômica e sociologia, mas que adquirem importância multidisciplinar em virtude de sua aplicabilidade no estudo de associações de valores num determinado conjunto de dados.

Essas correlações são bastante úteis, por exemplo, para orientar o planejamento e a ação de políticas públicas direcionais. A identificação de padrões socioeconômicos inseridos num contexto territorial pode revelar áreas de zoneamento urbano que talvez necessitem de intervenções governamentais específicas. A análise pode, ainda, expor as diversidades inerentes a cada elemento no espaço amostral e o dinamismo de suas inter-relações, determinando o grau e a abrangência da influência de suas variáveis (ANSELIN, 2001).

Dentro desta temática, Ramos (2002) discute a questão da dependência e interdependência espacial. Segundo o autor, ela pode ser entendida como a tendência que o valor de uma variável associada a uma determinada localização possui em se assemelhar mais ao valor das amostras de sua vizinhança, do que ao restante das localizações do conjunto amostral. A estatística espacial não apenas torna possível a quantificação dessa dependência, como também permite que sejam definidos padrões locais de valores, identificando a associação espacial existente e a variação sistemática do fenômeno por localização.

Um estudo semelhante ao aqui apresentado pode ser visto em Neves & Luiz (2006), também com a cultura do café, mas para os municípios do Estado de São Paulo. Os autores defendem que a análise da distribuição espacial de determinada cultura possibilita a elaboração de planos de estratificação dos municípios produtores. Com isso, métodos de previsão de safras por amostragem, como os utilizados pela CONAB, tenderiam a ser bem mais eficientes, ao tomarem amostras desta estratificação. A estimativa da produção agrícola é uma informação

fundamental para o planejamento e a gestão das cadeias produtivas em todo o agronegócio.

Uma forma útil de estratificar os municípios é basear-se numa variável que expresse a importância de sua grandeza dentro do universo considerado (área cultivada, volume de produção, valor da produção, etc.). A localização espacial dos municípios não deve ser desprezada, uma vez que vários fatores associados ao manejo e à produtividade da cultura atuam de forma divergente em cada região: clima, solo, temperatura, o sistema de produção e a tecnologia utilizada, além da disponibilidade de mão-de-obra, entre outros. (NEVES & LUIZ, 2006).

A dependência espacial de uma variável dessa natureza, associada a uma determinada cultura agrícola numa região, pode ser significativa o suficiente para tornar indissociável sua relação com a localização espacial dos municípios. Daí a importância e a necessidade da identificação dos padrões da sua distribuição.

As técnicas de análise exploratória de dados espaciais se valem de ferramentas estatísticas que quantificam a associação global num conjunto de dados. Trata-se da representação mensurada do princípio da autocorrelação espacial, definido por Tobler (1979) como a Primeira Lei da Geografia, que diz que todas as coisas estão relacionadas, sendo que as coisas próximas se relacionam mais do que as distantes.

Um dos principais indicadores da autocorrelação espacial existente entre os valores de uma dada variável, numa região, é o índice global de Moran, conforme explicado por Bailey & Gatrell (1995). O índice utiliza os desvios dos valores individuais em relação à média global da amostra e indica o grau de dependência presente na região, com relação à variável tomada.

O índice varia de -1 a +1. A hipótese nula do teste do índice global de Moran é de independência espacial, quando seu valor se iguala a zero indicando a aleatoriedade de distribuição do indicador na região. Valores positivos indicam haver correlação espacial direta, enquanto valores negativos indicam haver correlação inversa. Ramos (2002) apresenta toda a formulação matemática do índice que, ao final das considerações, resume-se na seguinte expressão:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2}, \text{ sendo: } z_i = y_i - \bar{y} \quad \text{e} \quad z_j = y_j - \bar{y} \quad (1)$$

Onde:  $n$  é o número de objetos observados

$w_{ij}$  é o elemento na matriz de vizinhança para o par  $i$  e  $j$

$z_i$  e  $z_j$  são desvios em relação à média dos valores da variável considerada

$y_i$  é o valor da variável para o objeto  $i$

$y_j$  é o valor da variável para o objeto  $j$  (vizinhança)

$\bar{y}$  é a média aritmética

A matriz de vizinhança é do tipo  $n \times n$  e seus elementos representam a medida de proximidade espacial entre o objeto  $i$  e o objeto  $j$ . Usualmente, para o caso de dados geográficos, o elemento  $w_{ij}$  será igual a 1 se o perímetro do objeto  $i$  for limítrofe ao perímetro do objeto  $j$  e igual a zero caso isso não aconteça. Dessa forma, a matriz de vizinhança torna-se uma matriz binária, conforme exemplificado na Figura 2.



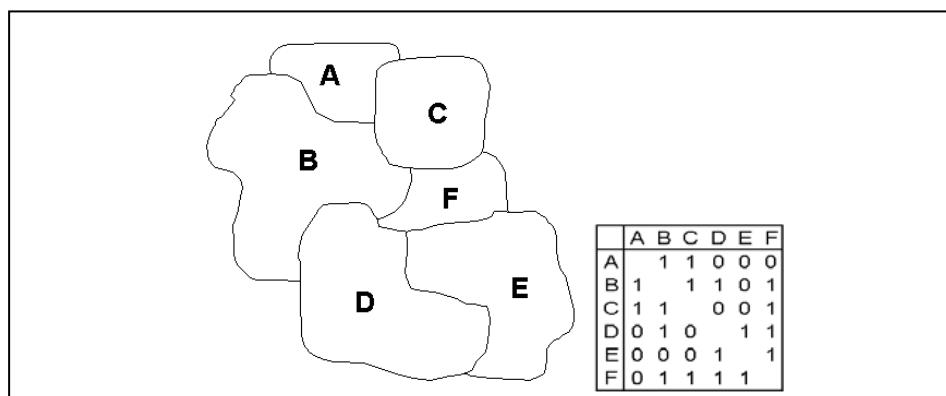


Figura 2 – Exemplo de divisão zonal com matriz de vizinhança definida por contiguidade perimetral

Além da avaliação global, é interessante verificar o grau de associação espacial individual da amostra, por meio de operadores que permitam decompor a autocorrelação global em autocorrelações locais. Anselin (1995) estudou esses operadores e os denominou de indicadores locais de associação espacial (LISA - *local indicators of spatial association*). As proporções individuais dos valores globais indicam as localizações onde existem aglomerados significativos.

O índice local de Moran é um desses indicadores. Sua utilização permite medir a associação espacial existente entre um objeto e seu vizinho. Além disso, ele identifica os agrupamentos de altos e baixos valores associados e as observações atípicas presentes no universo amostral (NEVES & LUIZ, 2006).

Utilizando desvios em relação à média, o índice local de Moran pode ser expresso da seguinte forma (KAMPEL *et alii*, 2000):

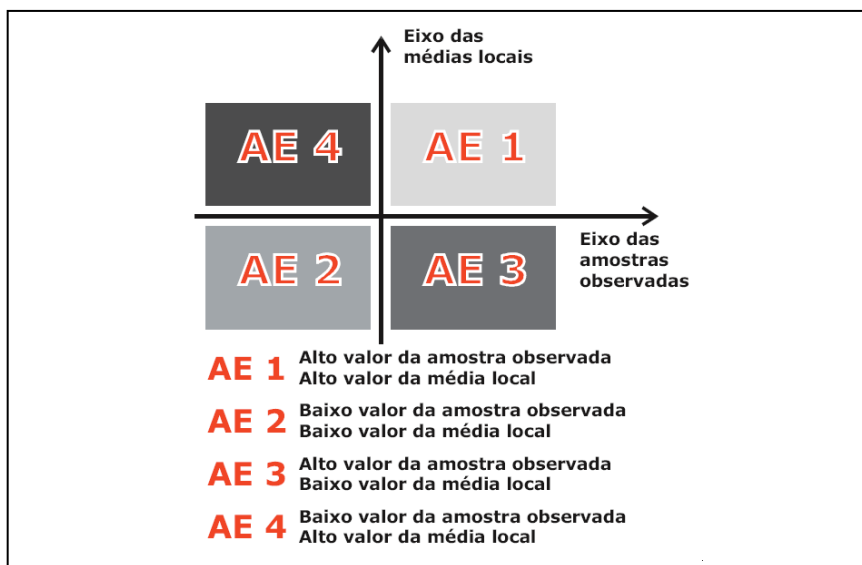
$$I_i = \frac{z_i \sum_j w_{ij} z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} \quad (2)$$

Onde o índice local do objeto  $I_i$  é obtido da multiplicação do desvio correspondente  $z_i$  pela média dos desvios dos objetos vizinhos. Valores positivos de  $I_i$  indicam a existência de valores similares entre o objeto e sua vizinhança (alto-alto ou baixo-baixo). Valores negativos indicam haver divergência entre o valor encontrado para o objeto e o valor encontrado em sua vizinhança (alto-baixo ou baixo-alto). Os testes sobre a significância estatística do índice são detalhados em Anselin (1995) e Ramos (2002).

A representação gráfica desses índices é obtida por meio do diagrama e do mapa de espalhamento de Moran. O diagrama mostra a dependência espacial com base nos valores normalizados dos objetos (seu desvio em relação à média dividido pelo desvio padrão) e consiste em comparar esses valores, plotando-os no eixo  $x$ , com a média dos valores normalizados dos objetos vizinhos, plotando-os no eixo  $y$  (GONDIM & MENELEU NETO, 2006).

O gráfico resultante forma quatro quadrantes, denominados por esses autores de “áreas de espalhamento”, como mostrado na Figura 3, onde os quadrantes AE1 e AE2 indicam associação espacial positiva e os quadrantes AE3 e AE4 indicam associação espacial negativa. O índice de Moran ( $I$ ) corresponde ao coeficiente de regressão linear  $\alpha$  de  $wz$  em  $z$ , ou seja, a

inclinação da reta de regressão.



Fonte: GONDIM & MENELEU NETO (2006).

Figura 3 – Quadrantes do gráfico de espalhamento de Moran

Atribuindo-se quatro cores (ou tonalidades) específicas a cada um dos quadrantes, o diagrama de espalhamento pode ser apresentado em forma cartográfica, onde os objetos analisados receberiam a cor correspondente ao seu quadrante. O mapa de espalhamento de Moran permite uma visualização ainda mais direta da dinâmica da estrutura espacial em questão.

No trabalho de Anselin (1995), o autor demonstra a verificação da significância estatística do índice local utilizando três indicadores: um baseado em aproximação pela curva de distribuição normal padrão ( $p_n$ ), um obtido pelo método de permutações aleatórias ( $p$ ) e o outro obtido por meio de randomização condicional ( $p_r$ ).

Entretanto, este estudo não teve a intenção de aprofundar, pelo menos neste momento, a verificação dos dados a níveis estatísticos complexos, nem tampouco realizar análises econométricas detalhadas. O objetivo do estudo esteve restrito à verificação da distribuição geográfica da atividade cafeeira no Espírito Santo, bem como das particularidades produtivas inerentes a essa distribuição, e à percepção dos aspectos relevantes associados a possíveis estratificações do conjunto amostral. Os subsídios gerados, espera-se, podem auxiliar o planejamento futuro de ações de dinamização produtiva, ou a previsão de ocorrência de variações produtivas espontâneas, levando-se em consideração a influência distinta de fatores em cada núcleo estratificado.

#### 4. Material e métodos

Para proceder a análise exploratória espacial foram tomados, como objetos, os 78 municípios do Espírito Santo. Este, portanto, foi o valor de entrada,  $n$ , nas equações (1) e (2) acima. Os indicadores de Moran foram calculados para a variável volume de produção.

Para efeitos comparativos, conforme sugerido em Neves & Luiz (2006), o índice de Moran foi calculado também para três outras culturas que apresentam padrões de ocupação territorial reconhecidamente distintos no estado: uva, banana e maracujá. Os valores utilizados foram obtidos da série de dados da Produção Agrícola Municipal do IBGE para o ano de 2007. Municípios que não apareciam na relação de produtores foram adicionados com volume



produzido igual a zero.

Os dados foram processados com o auxílio da planilha eletrônica MS-Excel, inclusive sua representação gráfica. Algumas etapas do cálculo, como as relacionadas à verificação dos níveis de significância dos índices locais, foram previamente armazenadas em macros, um recurso oferecido pela própria planilha com o uso da programação em Visual Basic.

## 5. Resultados e discussão

Os dados da PAM/IBGE para o ano de 2007 indicam que 76, dos 78 municípios capixabas, produziram café naquele ano. Os dois municípios que apresentaram produção zero foram o balneário de Marataízes e a capital, Vitória. De antemão, portanto, esperava-se uma distribuição espacial do produto dispersa.

O índice de Moran para o café pode ser comparado aos índices obtidos para as culturas da uva, banana e maracujá do estado, conforme apresentado na Tabela 2.

A cultura da uva é uma atividade econômica pouquíssimo explorada. Somente oito municípios possuem parreiras comerciais e, mesmo assim, a produção está 62,3% concentrada em apenas um deles. Em 2007 a produção capixaba correspondeu a 0,07% da produção brasileira. O índice de Moran para a uva é bem próximo de zero, indicando praticamente nenhuma dependência espacial entre os municípios produtores.

Culturas	I
uva	0,03
maracujá	0,19
banana	0,31
café	0,59

Tabela 2 – Índice global de Moran para o volume de produção – Espírito Santo, 2007

Já a banana é cultivada em 68 municípios e de forma bem distribuída geograficamente. Embora, na maioria deles, o volume produzido é pouco expressivo. Os cinco maiores produtores concentram 47,3% da produção e são vizinhos limítrofes entre si. Essa disposição espacial da cultura, combinada com o desequilíbrio no volume produzido, faz com que o desvio padrão da média de produção seja alto. Isso influencia o cálculo de  $I$ , cujo valor encontrado sugere uma certa associação espacial da atividade. Daí a importância de complementar este tipo de análise utilizando os indicadores locais.

O cultivo do maracujá é uma atividade, ao mesmo tempo, representativa e fortemente concentrada. São 37 os municípios produtores, mas quatro deles respondem por 80,0% da produção capixaba e 10% da produção nacional. Três são vizinhos contíguos. A produção média é de 2.175 ton/ano, mas dois terços dos municípios produzem abaixo de 500 toneladas anuais. A atividade envolve menos municípios que no caso da banana, além da produção individual ser bem mais desequilibrada. Há uma forte tendência, se aprofundado o estudo para esta cultura, em se constatar um arranjo produtivo no litoral norte do estado. O índice de Moran acusa uma baixa dependência espacial entre os municípios.

O café é, de longe, o principal produto agrícola e uma das principais atividades econômicas do Espírito Santo. O setor produtivo é bem esparramado, tendo vários representantes nos extremos da distribuição, alta e baixa produção, e também próximo à média estadual. O índice de Moran para esta atividade, conforme esperado, é alto, indicando haver uma forte correlação entre as observações.

A produção média dos últimos anos tem sido em torno de sete a oito mil toneladas por município por ano. Em 2007 foram ensacadas 617,5 mil toneladas beneficiadas. Dos 15 municípios maiores produtores do país, 12 são capixabas, incluindo o líder deste ranking, Jaguaré, com produção anual de 36,5 mil toneladas (IBGE, 2008).

Os quadrantes do gráfico de espalhamento de Moran ficaram representados conforme mostrado na Tabela 3. Os dois municípios não produtores enquadraram-se no quadrante AE2, por apresentarem baixo valor de produção (zero) e sua vizinhança também apresentar produção baixa. Esse quadrante é composto por 35 municípios que apresentam valores similares e, por isso, associação espacial positiva ( $I_i > 0$ ), do tipo baixo-baixo. Sua produção média anual não chega a três mil toneladas cada um.

Quadrante	Municípios	Produção anual (ton)	Produção média (ton)
AE1	20	356.686,00	17.834,30
AE2	35	101.091,00	2.888,31
AE3	7	90.754,00	12.964,86
AE4	16	69.007,00	4.312,94
<b>Total</b>	<b>78</b>	<b>617.538,00</b>	<b>7.917,15</b>

Tabela 3 – Quadrantes do gráfico de espalhamento de Moran formados pelos municípios do Espírito Santo

Da mesma forma o quadrante AE1, composto por 20 grandes produtores, apresenta associação positiva ( $I_i > 0$ ), mas do tipo alto-alto: possuem alto valor da variável observada e sua vizinhança também possui produção elevada. Esse grupo responde por 57,8% do café produzido no estado e sua produção média é de 17,8 mil toneladas anuais.

Os pontos mais afastados da origem correspondem aos municípios com maior produção. Seus índices locais de Moran situam-se nos extremos da distribuição: Jaguaré ( $I_i = 8,5107$ ), Sooretama, ( $I_i = 6,7422$ ), Vila Valério ( $I_i = 5,4188$ ), Rio Bananal ( $I_i = 3,3408$ ) e Linhares ( $I_i = 2,9658$ ). O posicionamento isolado desses pontos no gráfico de espalhamento não deve ser percebido como se fossem objetos dispersos geograficamente. Ao contrário, espacialmente todos eles se conectam.

Tomando novamente a equação (2), o valor alto da variável, observada para um objeto  $i$ , conduz, algebricamente, a desvios significativos em relação à média. Como sua vizinhança também apresenta valores elevados para a variável, o desvio médio das observações próximas a  $i$  também se eleva, isolando  $i$  no gráfico. Mas, sugerindo uma dependência espacial.

Os outros dois quadrantes são os de associação espacial negativa ( $I_i < 0$ ), ou seja, são objetos que apresentam valores não similares com a vizinhança. O quadrante AE3 ficou representado por apenas sete municípios que possuem produção alta em meio a uma vizinhança que produz relativamente pouco (alto-baixo). Este grupo responde por 14,7% da produção do estado, com média anual de 13,0 mil toneladas.

O quadrante AE4 é composto por 16 municípios que apresentam baixa produção, em valores absolutos ou relativos, e são envoltos por uma vizinhança que produz muito (baixo-alto). Neste quadrante estão localizados os objetos cujo índice local de Moran situa-se no extremo negativo: Conceição da Barra ( $I_i = -0,6397$ ), Ponto Belo ( $I_i = -0,3235$ ) e São Domingos do Norte ( $I_i = -0,2659$ ).

A dispersão e a composição dos quadrantes podem ser observadas, graficamente, na Figura 4.

A inclinação da reta que representa a linha de tendência encontrada possui inclinação  $I$ . Sua equação é do tipo  $f(x) = Ix + k$ .

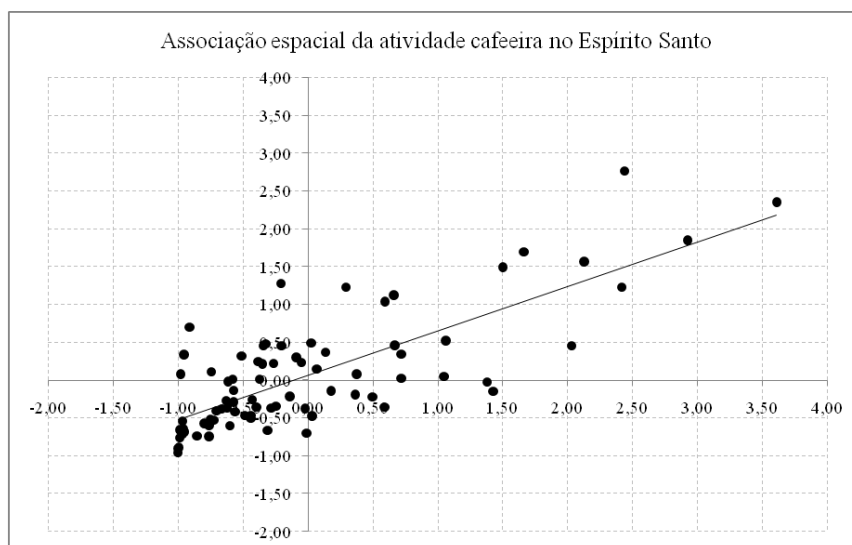


Figura 4 – Gráfico de espalhamento de Moran

Ficou evidente tanto a existência de uma associação espacial da cafeicultura no Estado do Espírito Santo, quanto a existência de, no mínimo, um importante arranjo produtivo entre os municípios do quadrante AE1. Porém, conforme destacado por Neves & Luiz (2006), esta é uma constatação que ainda não é suficiente para justificar a utilização da informação relativa à posição geográfica dos municípios para, por exemplo, compor estratos com os mesmos. A distribuição espacial precisa ser melhor evidenciada e as correlações entendidas.

E, no caso do Espírito Santo, isso é extremamente relevante, já que o estado produz tanto o café conilon, adaptado a altas temperaturas e baixas altitudes, quanto o café arábica, que está geograficamente posicionado nas regiões de montanhas – mesorregiões Central e Sul Espírito-santense. Apesar de pequeno, o estado possui regiões cujas características naturais associadas, principalmente, ao clima, temperatura e pluviosidade, são bem definidas e bem diferentes. Há, ainda, é claro, questões locais ligadas à disponibilidade de mão-de-obra, organização da cadeia produtiva, acesso à tecnologia, tratos culturais e outros.

Uma ferramenta útil de visualização dos dados é o mapa de espalhamento – ou mapa de Moran local (KAMPEL *et alii*, 2000). Trata-se da representação do gráfico de espalhamento com os municípios dispostos em grupos, de acordo com seus respectivos quadrantes. A Figura 5 apresenta o mapa de espalhamento de Moran para a cafeicultura capixaba.

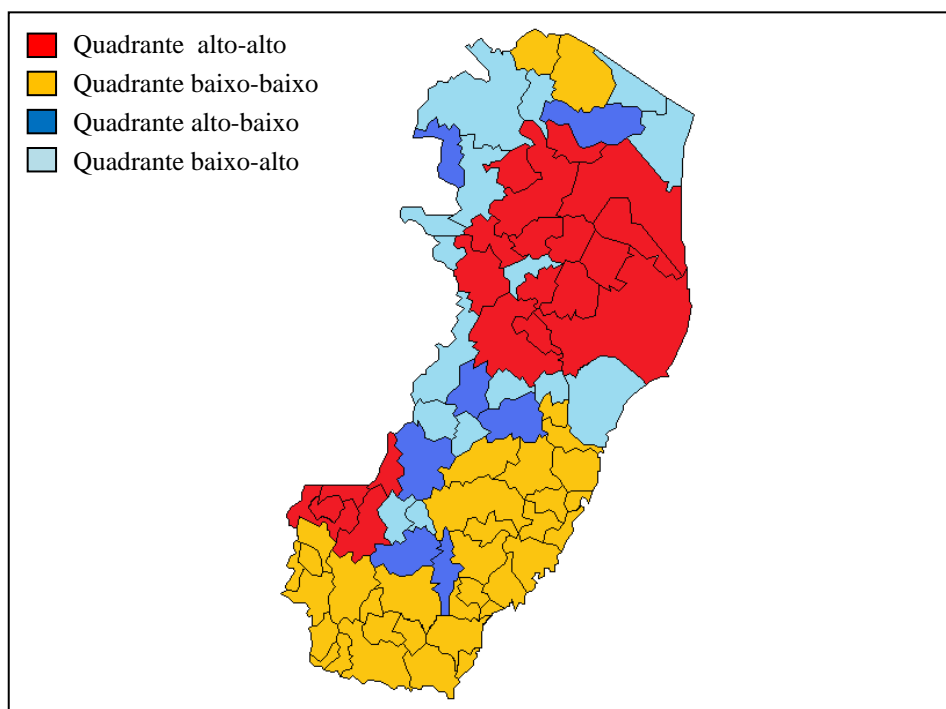


Figura 5 – Mapa de espalhamento da cafeicultura capixaba – volume de produção, 2007

No mapa é possível notar dois agrupamentos produtivos se destacando, formado por municípios do quadrante AE1. O menor deles localiza-se a sudoeste, junto à divisa com Minas Gerais, na região da Serra do Caparaó. É composto por cinco municípios, sendo quatro pertencentes à microrregião de Alegre e um pertencente à microrregião de Afonso Cláudio. O volume de produção deste grupo, em 2007, foi de 55,3 mil toneladas.

O outro engloba grande parte do centro-norte do estado e é composto por 15 municípios de quatro microrregiões: os seis da microrregião de Nova Venécia, quatro da microrregião Colatina, dois da microrregião São Mateus e três da microrregião Linhares. Este agrupamento é bastante representativo, econômica e espacialmente, e sua significância transcende os limites do estado, se elevando a nível nacional. Em 2007 o grupo produziu 301,3 mil toneladas de café. Para se ter uma ideia, no mesmo período o Estado de São Paulo, terceiro maior produtor do país, produziu 234,6 mil toneladas (IBGE, 2008).

Nota-se que em ambos os grupos existe uma correlação espacial positiva forte e que os condicionantes locais influenciam seu desempenho de maneira distinta. Há, ainda, um terceiro agrupamento significativo, formado por municípios com produção menos expressiva, mas que também apresentam correlação espacial positiva. São 33 municípios do quadrante AE2, que abrangem todo o sul e litoral sul do estado, as microrregiões de Guarapari e Vitória e parte da microrregião serrana de Santa Teresa.

Neste caso, para fins de planejamento estratégico e gestão da cadeia produtiva, seria mais conveniente que o grupo fosse subdividido em estratos menores, uma vez que sua disposição espacial envolve regiões com características naturais, culturais e produtivas que se diferem. Os fatores locacionais e a dependência espacial tendem a variar dentro do agrupamento, se tomado por completo. Neves & Luiz (2006) ressaltam que qualquer ação para a dinamização do sistema produtivo desse tipo de agrupamento deve levar em conta que, em curto prazo, a probabilidade que esses municípios apresentem uma ampliação significativa em seu volume de produção é bem pequena. A estratificação espacial, neste caso, já é útil, no mínimo, para

indicar divergências no tempo de resposta a políticas de incentivo ao crescimento da produção, se aplicadas uniformemente em todo o estado.

Os outros agrupamentos que poderiam formar estratos próprios para análise específica são aqueles caracterizados por municípios cuja produção se contrapõe à produção da maioria de seus vizinhos (quadrantes alto-baixo e baixo-alto). Os municípios do quadrante alto-baixo (AE3), em especial, são mais suscetíveis a alteração de seu volume de produção de uma safra para outra. Eles também reagem melhor a políticas de incentivo à produção, do que aqueles do quadrante baixo-alto (AE4). Isso certamente deve ser levado em consideração no caso de previsão de safras.

O município de Pinheiros, no norte do estado, apresentou uma característica peculiar. Sua produção é alta e bem acima da média estadual, assim como a de seus vizinhos do grande agrupamento de alta produção, em seu limite sul. Porém, sua autocorrelação é negativa, em virtude da produção de seus vizinhos do norte ser praticamente insignificante.

Como caso atípico, chamado por Anselin (1995) de *outlier*, o maior destaque é o município de São Domingos do Norte. Com sua produção abaixo da média estadual, o município está totalmente circundado por grandes produtores, apresentando, por isso, autocorrelação espacial negativa e elevada. É uma ilha inserida no agrupamento de alta produção.

## 6. Considerações finais

Este estudo procurou analisar a distribuição espacial da atividade cafeeira nos municípios do Espírito Santo, estado que responde por 27,5% da produção nacional da cultura. Para isso, empregou-se um método de análise exploratória de dados espaciais baseado no índice global de Moran e nos índices locais dos objetos observados.

Os dados revelaram haver dependência espacial, associada à variável volume de produção, para esta atividade. Apesar de se tratar de uma atividade exercida em praticamente todos os municípios, constatou-se a existência de núcleos produtivos concentrados em algumas regiões, com volume de produção elevado. Foi possível conceber, ainda, a possibilidade de estratificação da amostra, considerando os devidos fatores locais inerentes, para a formação de grupos com características produtivas e fatores incidentes distintos.

Há a representatividade de municípios com correlação espacial positiva e negativa, em agrupamentos com alta e baixa produção. A evidência da existência desta correlação facilita tanto a ação pública intervencionista quanto a análise de possíveis variabilidades futuras no valor de uma determinada variável. No caso do volume de produção, por exemplo, conhecer não apenas a distribuição espacial de uma atividade agrícola, mas também os núcleos que apresentam comportamento e fatores incidentes semelhantes, pode ser bastante útil para que se consiga fazer a previsão de safras com maior exatidão.

Como sugestão para trabalhos futuros, seria interessante aprimorar este tipo de análise com o aprofundamento estatístico da exploração a níveis de significância mais exigentes. Isso revelaria os casos que apresentam evidência de autocorrelação significativamente elevada e facilitaria, por exemplo, comparações e generalizações com casos similares nos outros estados produtores.

## Referências

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

ANSELIN, L. Spatial econometrics. In: BALTAGI, B. (Ed.). *A companion to theoretical econometrics*. Oxford-UK: Blackwell, 2001. p.310-330.

ANSELIN, L.; BAO, S. Exploratory spatial data analysis linking SpaceStat and ArcView. In: FISHER, M.M.; GETIS, A. (Eds.) *Recent developments in spatial analysis: spatial statistics, behavioural modeling and computational intelligence*. Berlin-DE: Springer-Verlag, 1997. p.35-59.

BAILEY, T.; GATRELL, T. *Interactive spatial data analysis*. Harlow-UK: Longman, 1995. 432 p.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). *Acompanhamento da Safra Brasileira Café: Safra 2008, quarta estimativa, dezembro/2008*. Brasília: CONAB, 2008. 23 p. Disponível em [http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/4\\_levantamento\\_2008.pdf](http://www.conab.gov.br/conabweb/download/safra/4_levantamento_2008.pdf). Acesso em 15 abr. 2009.

GONDIM, M.S.; MENELEU NETO, J. Análise espacial de indicadores intra-urbanos. *Tecnologia*, Fortaleza, v.27, n.1, p.34-49, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). *Produção Agrícola Municipal 2007 – culturas temporárias e permanentes*. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em [ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Agricola/Producao\\_Agricola\\_Municipal\\_\[anual\]/2007](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Producao_Agricola_Municipal_[anual]/2007). Acesso em 15 abr. 2009.

\_\_\_\_\_. *Levantamento Sistemático da Produção Agrícola: pesquisa mensal de previsão e acompanhamento das safras agrícolas no ano civil*. Rio de Janeiro: IBGE, v.21, n.2, fev.2009. 80 p. Disponível em [ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Agricola/Levantamento\\_Sistematico\\_da\\_Producao\\_Agricola\\_%5Bmensal%5D/Fasciculo](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Agricola/Levantamento_Sistematico_da_Producao_Agricola_%5Bmensal%5D/Fasciculo). Acesso em 15 abr. 2009.

KAMPEL, S.A.; CÂMARA, G.; QUINTANILHA, J. Análise exploratória das relações espaciais do desflorestamento na Amazônia Legal Brasileira. In: GIS BRASIL, 7, 2000. *Anais...* Salvador: Fator GIS, 2002.

NEVES, M.C.; LUIZ, A.J.B. *Distribuição espacial da cultura de café no Estado de São Paulo*. Jaguariúna: Embrapa Meio Ambiente, 2006. 23 p. (Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento, 40).

RAMOS, F.R. *Análise espacial de estruturas intra-urbanas: o caso de São Paulo*. São José dos Campos, 2002, 139 f. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – INPE, 2002.

TOBLER, W.R. 'Cellular geography' in philosophy. In: GALE, S.; OLSSON, G. (Eds.). *Geography*. Dordrecht-NL: D. Reidel, 1979. p.379-386.