

**PRODUTIVIDADE DO CAFÉ EM MINAS GERAIS: UMA ANÁLISE  
ESPACIAL**

**EDUARDO SIMÕES DE ALMEIDA; GISLENE DE OLIVEIRA PACHECO;  
ANA PAULA BENTO PATROCÍNIO; SIMONE MOURA DIAS;**

**FEA/UFJF**

**JUIZ DE FORA - MG - BRASIL**

**edu\_simoes@hotmail.com**

**APRESENTAÇÃO COM PRESENÇA DE DEBATEDOR**

**COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS AGRÍCOLAS**

**PRODUTIVIDADE DO CAFÉ EM MINAS GERAIS: UMA ANÁLISE  
ESPACIAL**

**Resumo**

O objetivo do trabalho é analisar a produtividade média do café nas 66 microrregiões do Estado de Minas Gerais nos anos de 2000 e 2004 através da análise espacial dos dados. O auxílio de instrumentos de análise exploratória de dados espaciais (AEDE) permitirá uma visualização de possíveis autocorrelações espaciais existentes em relação à eficiência produtiva das microrregiões e seu comportamento ao longo dos anos em questão.

**Palavras-chave:** análise espacial, autocorrelação espacial, produtividade , café, clusters espaciais.

**1. Introdução**

No início do século XVIII, as primeiras sementes de café trazidas da Guiana Francesa chegaram ao território brasileiro. Após várias tentativas de desenvolver a cultura na região Norte, a cafeicultura fixou-se no Sudeste do país e, mais tarde, expandiu-se para os Estados do Paraná e Bahia, transformando o Brasil no maior produtor e exportador mundial de café.

O café é o segundo produto na pauta das exportações agrícolas, constituindo-se em uma das mais importantes fontes de renda para a economia brasileira. Minas Gerais se destaca no cenário brasileiro como o maior produtor de café do País, com uma participação em torno de 50% do café produzido. A importância social da cafeicultura

mineira é evidente, tanto como geradora de empregos como fixadora de mão-de-obra no meio rural.

Apesar de Minas Gerais apresentar-se como uma das regiões mais evoluídas do País, a produtividade, os investimentos na lavoura e seus custos ainda deixam a desejar. Embora o Estado possua um estoque tecnológico elevado e grande número de instituições geradoras de tecnologia, notam-se deficiências na transferência desta tecnologia aos técnicos das iniciativas pública e privada.

Em 1998, a receita de exportação do café atingiu US\$ 2,6 bilhões, correspondendo a 5,1% do valor total das exportações brasileiras. Em 1998/99, de uma produção global de 111,1 milhões de sacas, 23,9% são provenientes do Brasil. Em 1999, a receita cambial do café totalizou US\$ 2,4 bilhões, tendo declinado sua participação devido ao aviltamento do preço do produto.

Dados relativos ao setor cafeeiro mostram que o país possui aproximadamente cerca de 145 cooperativas e empresas exportadoras registradas e 1.500 indústrias de torrefação e moagem. As indústrias processaram ao redor de 13 milhões de sacas de café para o atendimento do mercado interno. Vale destacar que o Brasil é o segundo maior consumidor do produto.

Em 2000, os estados de Minas Gerais, Espírito Santo, São Paulo, Paraná, Rondônia, e Bahia, contribuíram individualmente com 51%, 22%, 12%, 6%, 4% e 4% respectivamente, totalizando 99% da produção brasileira de café.

O Estado de Minas Gerais, a partir de 1969, consolidou sua participação no contexto cafeeiro nacional, com o plano de Renovação da Lavoura plantando 1,28 bilhões de covas, quintuplicando dessa forma sua população cafeeira, que passou de 332 milhões em 1969 para 1,7 bilhões em 1998 e aproximadamente, 2,87 milhões em 2000. A produção de café no estado mineiro passou de 2,3 milhões de sacas no período de 1968-72, para 16 milhões no ano de 2000. Isto representa respectivamente 13% e 51% da produção cafeeira nacional.

Em 2004, o Brasil obteve uma produção de café de 2.465.710 toneladas de grãos ( 41 milhões de sacas ), o que representa um aumento de 24,09% em relação ao não anterior. O Sudeste, onde se concentram as maiores regiões cafeeiras, foi responsável por 81,77% da produção nacional.

Destacou-se o Estado de Minas Gerais, que em 2004, apresentou um crescimento de 38,47%, com uma safra de 1.228.124 toneladas e uma participação de 49,81% na produção total do país. No estado, os principais municípios foram Três Pontas, Patrocínio e Nepomuceno. Sendo que o município de Três Pontas é o maior produtor de café em solo brasileiro.

O trabalho visa analisar o padrão espacial da produtividade média de café das microrregiões mineiras. Ou seja, verificar se a proximidade espacial das mesmas é um elemento significativo na determinação da variável em questão, e sua evolução no tempo. A metodologia a ser adotada neste trabalho para a produtividade de um produto agrícola específico (no caso, o café) segue a utilizada em Almeida *et al.* (2006) e Perobelli *et al.* (2005) para investigar o padrão espacial da produtividade média da

agricultura brasileira. Neste trabalho, serão usadas ferramentas de análise espacial ainda pouco adotadas na literatura, tais como o cômputo do  $I$  de Moran global bivariado, o  $I$  de Moran local bivariado e os mapas de *clusters* bivariados.

Além desta seção introdutória, o trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção, será feita sucintamente uma exposição da metodologia utilizada para a realização do trabalho. Em seguida, serão apresentados os dados utilizados na pesquisa e sua incidência no estado de Minas Gerais. Na quarta seção, será feita a apresentação dos resultados, acompanhada de sua análise e discussão. Por fim, as considerações finais do estudo situam-se na derradeira seção.

## 2. Metodologia

Para a obtenção dos resultados esperados será utilizada a análise exploratória de dados espaciais (AEDE) implementada por meio do software econométrico espacial GeoDa (Anselin, 2005). Essa inferência espacial permitirá verificar se existe uma relação entre regiões vizinhas capazes de influenciar os desempenhos de produtividade uma da outra.

Essa autocorrelação será calculada pela estatística  $I$  de Moran, a qual fornece indicação do grau de associação linear entre os vetores de valores observados no tempo e a média ponderada dos valores da vizinhança. A fórmula desta estatística é expressa como:

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

em que  $n$  é o número de unidades espaciais,  $y_i$  é a variável de interesse,  $\bar{y}$  é a média dessa variável,  $w_{ij}$  é o elemento da matriz de pesos espaciais para o par de unidades espaciais  $i$  e  $j$ , medindo, com isso, o grau de interação entre elas. Se a matriz de pesos espaciais for normalizada na linha, o duplo somatório no denominador da expressão ( $\sum \sum w_{ij}$ ) resulta em  $n$ , então se pode reescrever a equação (1) como:

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

O coeficiente  $I$  de Moran tem um valor esperado (média teórica) de  $-[1/(n-1)]$ , isto é, o valor que seria obtido se não houvesse padrão espacial nos dados. O valor calculado de  $I$  deveria ser igual ao seu valor esperado, dentro dos limites da significância estatística, se  $y_i$  é independente dos valores nas regiões vizinhas. Valores de  $I$  que excedem  $-[1/(n-1)]$  indicam autocorrelação espacial positiva. Valores de  $I$  abaixo do valor esperado sinalizam uma autocorrelação negativa. Uma indicação de autocorrelação espacial

*positiva* revela que há uma *similaridade* entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo. Uma indicação de autocorrelação espacial *negativa* revela, por sua vez que há uma *dissimilaridade* entre os valores do atributo estudado e da localização espacial do atributo.

Seguindo metodologia proposta por Anselin (1995 e 2005), serão utilizados também outros métodos que visam a complementação do *I* de Moran como o diagrama de dispersão de Moran e estatísticas LISA (Indicadores Locais de Associação Espacial).

O diagrama de dispersão é uma ferramenta de interpretação gráfica do *I* de Moran. Ele representa o coeficiente de regressão e é verificado pela inclinação da curva de regressão. Com o seu auxílio, é possível visualizar a divisão dos dados observados em quatro quadrantes:

No quadrante superior à direita, encontram-se os dados com distribuição Alta-Alta. Ou seja, regiões de alto índice de produtividade próximas a regiões de alta produtividade.

No quadrante inferior à esquerda, encontram-se os dados com distribuição Baixa-Baixa. Ou seja, regiões de baixo índice de produtividade próximas a regiões de baixa produtividade.

Caso as observações se encontrem, em sua maioria, nesses dois quadrantes, existe autocorrelação espacial positiva da produtividade média entre as microrregiões analisadas.

No quadrante superior à esquerda, encontram-se os dados com distribuição Alta-Baixa. Ou seja, regiões de alto índice de produtividade próximas a regiões de baixa produtividade.

No quadrante inferior à direita, encontram-se os dados com distribuição Baixa-Alta. Ou seja, regiões de baixo índice de produtividade próximas a regiões de alta produtividade.

A indicação de padrão global de associação linear espacial – fornecido pelas estatísticas LISA, como o coeficiente *I* de Moran – pode estar em consonância com padrões locais, no entanto, este pode não ser necessariamente o caso. Pode-se ter dois casos distintos. O primeiro caso ocorre quando uma indicação de ausência de autocorrelação espacial global oculta padrões de associação local (instabilidade local). O caso oposto ocorre quando uma forte indicação de autocorrelação espacial global pode camuflar padrões locais de associação (*clusters* ou *outliers* espaciais). Para resolver esse problema criou-se o coeficiente *I* de Moran local, que possui a capacidade de capturar padrões locais de associação linear, estatisticamente significativos.

Segundo Anselin (1995), o coeficiente *I* de Moran local faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação na contribuição local de cada observação em quatro categorias, cada uma individualmente correspondendo a um quadrante no diagrama de dispersão de Moran.

A interpretação intuitiva é que o *I* local provê uma indicação do grau de agrupamento dos valores similares em torno da vizinhança de uma determinada observação,

identificando *clusters* espaciais, estatisticamente significativos. O coeficiente  $I$  de Moran local para uma variável  $y$  observada na unidade espacial  $i$  pode ser expresso como:

$$I_i = \frac{(y_i - \bar{y}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\frac{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}{n}} \quad (3)$$

em que  $y_i$  e  $y_j$  são variáveis cuja somatória sobre  $j$  é tal que somente os valores dos vizinhos  $j \in Ji$  são incluídos. O conjunto  $Ji$  abrange os vizinhos da observação  $i$ , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais.

Por fim, como é possível perceber, a matriz de pesos espaciais é que possibilita o cálculo do  $I$  de Moran,. Ela é essencial porque define o que vêm sendo chamado de “grau de proximidade” entre as regiões, uma medida que pode gerar distorções no resultado de pesquisas, caso não seja analisada cuidadosamente. Portanto, ela pode ser associada à distância entre as regiões ou aos limites geográficos (fronteiras) existentes. Para o presente trabalho, adotou-se a estrutura de pesos espaciais binários na convenção de rainha, adotando os vizinhos de primeira ordem (Anselin, 2005).

A autocorrelação espacial global pode ser averiguada também num contexto multivariado (Anselin *et al.*, 2003). A idéia intuitiva é descobrir se os valores de uma variável observada numa dada unidade espacial guardam uma relação sistemática com os valores de uma outra variável observada em unidades espaciais vizinhas. Em termos formais, é possível calcular-se a estatística  $I$  de Moran para duas variáveis diferentes, digamos,  $y$  e  $x$ :

$$I^{yx} = \frac{n \sum_i \sum_j (x_i - \bar{x}) w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i \sum_j w_{ij} \sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (4)$$

E se a matriz de pesos espaciais  $W$  for normalizada na linha, a expressão acima se transforma em:

$$I^{yx} = \frac{\sum_i \sum_j (x_i - \bar{x}) w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

Esse coeficiente tem dois componentes distintos. Como se trata da versão multivariada da estatística  $I$  de Moran, o numerador refere-se a uma medida de covariância do tipo produto-cruzado. O denominador diz respeito a um re-escalonamento.

Dessa forma, agora a abordagem será testar se existe autocorrelação espacial global bivariada da produtividade em relação à quantidade produzida e, posteriormente, à área plantada das microrregiões no ano de 2004.

Assim como se pôde obter um coeficiente de autocorrelação espacial global num contexto multivariado, também é possível conseguir uma medida de autocorrelação espacial local multivariada. Readaptando a fórmula do  $I$  de Moran local, tem-se que:

$$I_i^{yx} = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / n} \quad (6)$$

em que  $x_i$  e  $y_j$  são variáveis distintas cuja somatória sobre  $j$  é tal que somente os valores dos vizinhos  $j \in J_i$  são incluídos. Novamente, o conjunto  $J_i$  abrange os vizinhos da observação  $i$ , definidos conforme uma matriz de pesos espaciais.

### 3. Dados

Para tornar possível o cálculo da variável de produtividade média, foram coletados dados referentes à quantidade produzida de café e à área plantada nas 66 microrregiões do estado. A produtividade média usada no trabalho é de caráter parcial, obtido pela divisão da quantidade produzida de café pela área plantada. Os dados utilizados na pesquisa são oriundos do SIDRA (Sistema IBGE de Recuperação Automática), vinculado ao IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e estatística) e correspondem ao período de 2000 e 2004.

A decisão por optar pela produtividade média advém do fato de ela representar uma variável de intensidade. Ou seja, ela estabelece uma relação entre outras variáveis, podendo alcançar resultados mais satisfatórios ou evitando possíveis enganos. Ademais, ela constitui um indicador de eficiência, atestando para o fato de que independente dos valores tomados individualmente pelas outras duas variáveis, a avaliação do desempenho da produção poderia ser distorcida. As variáveis absolutas também serão avaliadas individualmente no decorrer do trabalho, pois são importantes para uma análise comparativa em relação à produtividade média.

As figuras de 1 a 3 apresentam os dados da produtividade na forma de *box maps*. Esse tipo de figura simplesmente mapeia as observações dispostas no conhecido *box plot*, com um hinge de 1,5. Esses mapas são úteis para identificar *outliers* globais. Para o box map para a produtividade do café em 2000, detectam-se um outlier global superior (microrregião de Unai) e dois *outliers* globais inferiores (Ituiutaba e Frutal). Para 2002, são identificados três superiores (Unai, Januária e Pirapora) e os dois *outliers* inferiores detectados anteriormente mais um outro (Três Marias). Em 2004, o *box map* detecta, além dos três *outliers* superiores anteriormente identificados, mais uma outra microrregião (Janaúba). Quanto aos *outliers* inferiores, só foi detectado Ituiutaba.

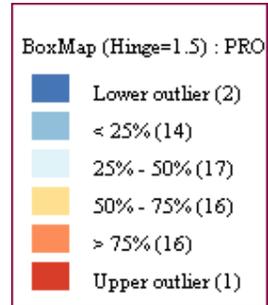
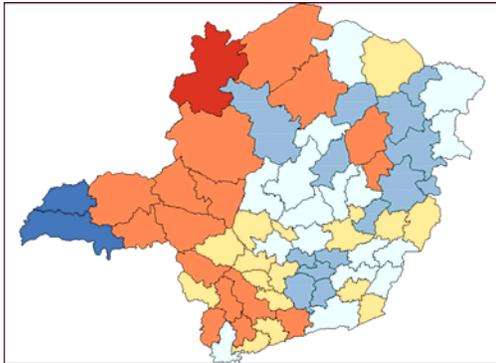


Figura 1. Produtividade média em 2000

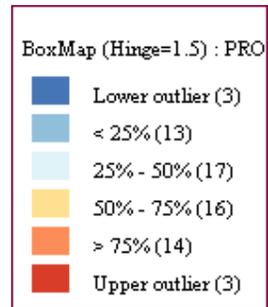
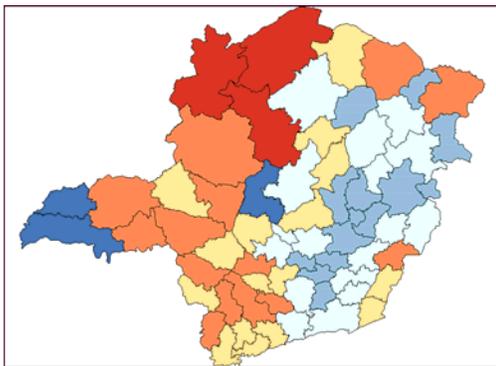


Figura 2. Produtividade média em 2002

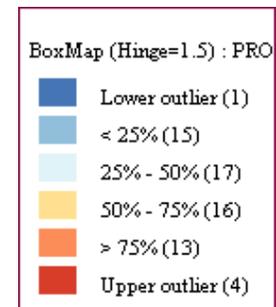
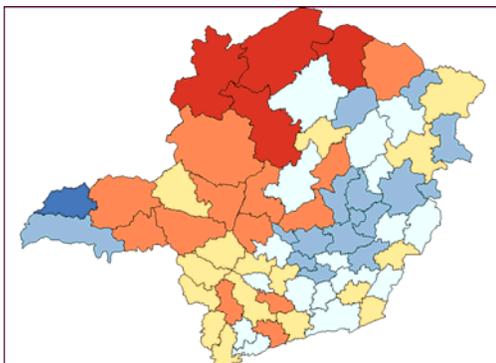


Figura 3. Produtividade média em 2004

#### 4. Resultados e Discussão<sup>1</sup>

A produtividade média vem aumentando a partir de 2000, ano em que o mercado de café enfrentou muitos problemas, mostrando uma gradual recuperação. As microrregiões de maior destaque nessa avaliação são Unaí, Januária e Pirapora, estando localizadas no noroeste do estado e as de menor valor encontram-se a leste nos mapas. Observa-se que a produtividade apresenta certa estabilidade de valores ao longo dos anos analisados e aumentos de produtividade geralmente em regiões próximas às que obtiveram bons resultados. No entanto, essa avaliação a “olho nu” constitui uma conclusão muitas vezes equivocada, atentado-se ao fato de que ela não leva em conta os possíveis erros a que uma análise de dados está sujeita.

O coeficiente do *I* de Moran para a produtividade média do café foi de 0,24 para o ano de 2000 e de 0,32 no ano de 2004. Para avaliar o nível de significância, foi utilizada a aproximação normal, computada no programa *SpaceStat*. Os resultados estão reportados na tabela 1.

Variável	Ano	I	z	Probabilidade
Produtividade	2000	0,2379	3,3123	0,001
Produtividade	2004	0,3218	4,4094	0,000

Tabela 1. Teste de *I* de Moran Global para Produtividade do Café  
Fonte: resultados da pesquisa.

É possível extrair certas conclusões desses resultados. Primeiro, existe uma indicação global de autocorrelação positiva, ou seja, em média no Estado de Minas Gerais, regiões de elevada (ou baixa) produtividade são circundadas por regiões na mesma situação. Embora ambos os *I* de Moran apresentem um valor baixo, indicam que existe autocorrelação espacial positiva crescente nesse período, rejeitando-se a hipótese nula de que as áreas vizinhas não são influenciadas por uma região de alta produtividade de café no nível de significância de 0,1%.

No entanto, analisar somente o *I* de Moran pode levar a erros, sendo necessária a adoção de outras ferramentas que possam interpretá-lo e, conseqüentemente confirmar seus resultados ou não. Uma das formas de interpretação apresenta-se como o diagrama de dispersão (figuras 4 e 5), em que os dados observados são divididos em quatro quadrantes conforme a relação de produtividade existente entre as microrregiões.

Nas figuras em questão, observa-se que, em 2000, a maior parte dos dados localizou-se nos quadrantes Alto-Alto (30%) e Baixo-Baixo (39%). Esses resultados estão de acordo com o *I* de Moran computado, já que mostram que a maioria dos dados observados encontra-se nos quadrantes que representam a existência de autocorrelação espacial: valores de produtividade nas microrregiões similares aos verificados por seus vizinhos.

<sup>1</sup> Os resultados foram obtidos com o programa GeoDa ([www.sal.uiuc.edu](http://www.sal.uiuc.edu)).

Ademais, a inclinação positiva da reta também comprova a existência de autocorrelação, já que o  $I$  de Moran é o coeficiente angular da mesma.<sup>2</sup>

Já no ano de 2004, a reta apresenta-se mais inclinada ainda, mostrando compatibilidade com o aumento do coeficiente  $I$  de Moran. Verifica-se também resultado similar ao do ano de 2000, pois a maioria das regiões observadas encontra-se nos quadrantes representativos de autocorrelação espacial. No entanto, a distribuição entre os mesmos apresenta-se de forma diferente já que o percentual de dados no quadrante Alto-Alto reduziu-se para 22% e as observações do quadrante Baixo-Baixo aumentaram sua participação para 40%. As microrregiões de Unaí e Januária apresentam-se como possíveis observações influentes, pois as suas produtividades são muito elevadas (mais de dois desvios-padrões) e a média da produtividade de seus vizinhos também é muito elevada (mais de dois desvios-padrões). Recalculando o  $I$  de Moran, excluindo-se a microrregião de Unaí e de Januária, obtém-se um valor de 0,21, menor do que o anterior, mas ainda estatisticamente significativo em 0,1%.

Mesmo com o maior detalhamento dos resultados, o diagrama de dispersão ainda não é suficiente para chegar-se a uma conclusão satisfatória. Tendo isso em mente, utilizar-se-á o mapa de *clusters*, que ilustra a classificação em quatro categorias de associação espacial que são estatisticamente significativos. Os *clusters* que passaram no teste de significância estatística do  $I$  de Moran local são mapeados.

Assim, pelo mapa de *clusters* pode-se observar que a existência da autocorrelação positiva entre as regiões é confirmada localmente, já que dentre os dados de maior significância encontram-se predominantemente a classificação Alta-Alta em ambos os anos, sendo que em 2004 ela se encontra ainda mais concentrada. Esse resultado significa que as regiões mais significativas em termos de eficiência produtiva encontram-se próximas de outras regiões também dotadas de alta produtividade, podendo conferir esse resultado ao grau de influência que as proximidades entre as regiões exercem umas sobre as outras. Assim sendo, comprova-se a hipótese de que as regiões de maior produtividade podem estar influenciando o surgimento de regiões de igual desempenho devido à influência da proximidade espacial.

---

<sup>2</sup> Mais a esse respeito, consulte Anselin (1995).

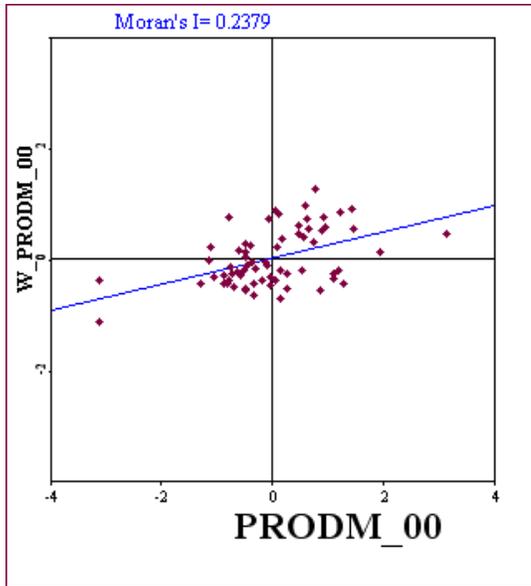


Figura 4. Produtividade média em 2000

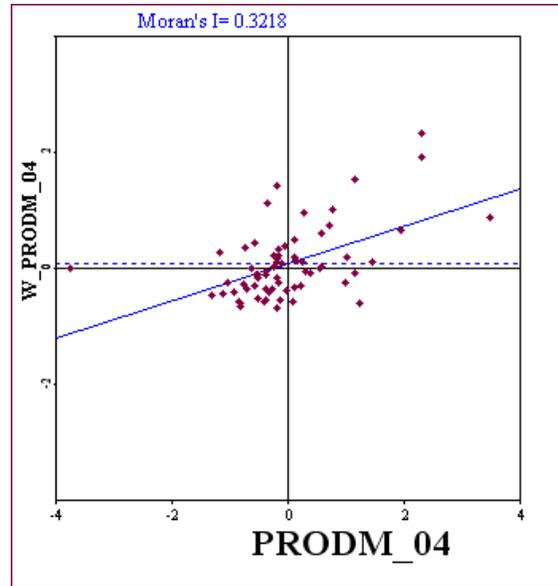


Figura 5. Produtividade média em 2004

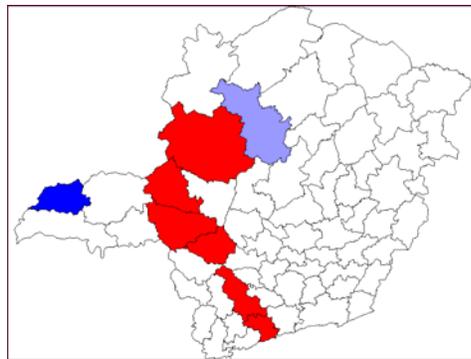


Figura 6. Produtividade média em 2000

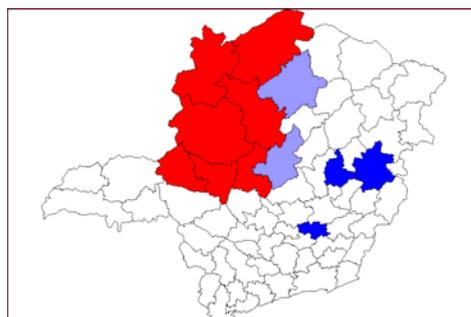
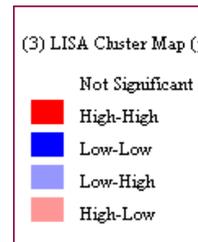
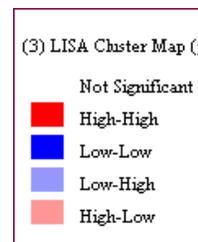


Figura 7. Produtividade média em 2004



Nessa análise, o coeficiente do  $I$  de Moran bivariado da produtividade em relação à área plantada (figura 8) foi de -0,0047, apesar de aproximadamente 15% das observações apresentarem-se no quadrante Alto-Alto e 39% no Baixo-Baixo, constituindo maior participação percentual. A avaliação da significância estatística foi conseguida por intermédio de aleatorização com 999 permutações. Os resultados estão apresentados na tabela 2.

Tabela 2. Teste de  $I$  de Moran Global Bivariado para Variáveis Seleccionadas

Variável	Ano	$I^{xy}$	Probabilidade
Produtividade e área plantada	2000	-0,0047	0,9990
Produtividade e quantidade	2004	0,0205	0,8270

Fonte: resultados da pesquisa.

Obs.: nível de significância baseada na aleatorização com 999 permutações.

Conclui-se que o  $I$  de Moran bivariado indica que não há evidências de autocorrelação espacial. Já o coeficiente  $I$  de Moran bivariado entre a produtividade e a quantidade produzida (figura 9), apesar de pequeno (0,0205) apresentou resultado positivo, porém não é estatisticamente significativo (ver tabela 2).

Da mesma forma que foi discutido com referência à medida de autocorrelação espacial global univariada, a estatística de  $I$  de Moran global bivariado pode camuflar padrões de associação linear distintos do indicado pela autocorrelação global bivariado. Para ver isso, utiliza-se o mapa de *clusters* bivariado, que mostra a classificação em quatro categorias de associação espacial que são estatisticamente significativas em termos do  $I$  de Moran local bivariado. Além disso, existe um *cluster* de microrregiões do tipo Baixo-Alto, localizado principalmente no Noroeste de Minas.

Apesar de haver indicação de que, através das microrregiões de Minas Gerais, não há autocorrelação espacial global bivariada, o mapa de *clusters* bivariados da produtividade média e da quantidade produzida (ver figura 10) mostra padrões locais de autocorrelação como o *cluster* bivariado Alto-Alto, representado por Patrocínio e Uberaba e o *cluster* bivariado Baixo-Baixo, representado pelas microrregiões Guanhães e Governador Valadares.

O mapa de *clusters* bivariados da produtividade média e quantidade produzida (figura 11) é bem parecido com o anterior: apresenta-se em sua maioria na classificação Baixo-Alto (áreas de alta produtividade rodeadas de áreas de baixa quantidade produzida) e ainda concentra-se na mesma região noroeste da anterior. O *cluster* bivariado Alto-Alto é composto pelas mesmas microrregiões. Já o *cluster* bivariado Baixo-Baixo é composto pelas microrregiões Guanhães, Governador Valadares e Teófilo Otoni.

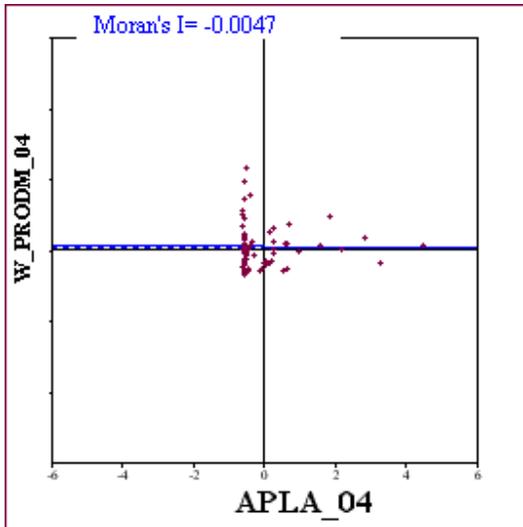


Figura 8. Produtividade média (y) e área plantada (x) em 2004

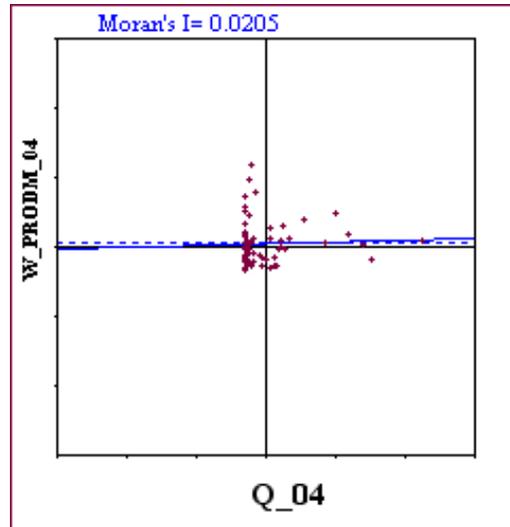


Figura 9. Produtividade média (y) e quantidade Produzida (x) em 2004

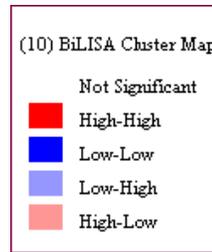
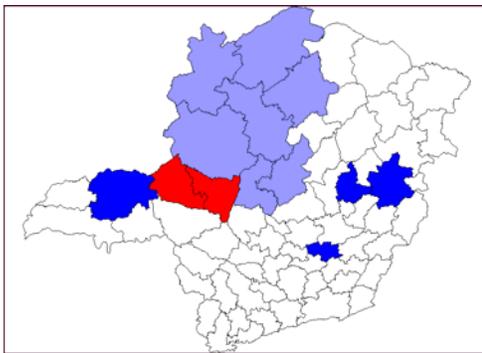


Figura 10. Produtividade média e área plantada em 2004

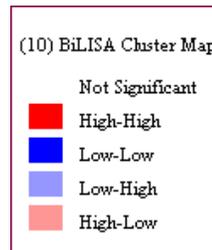
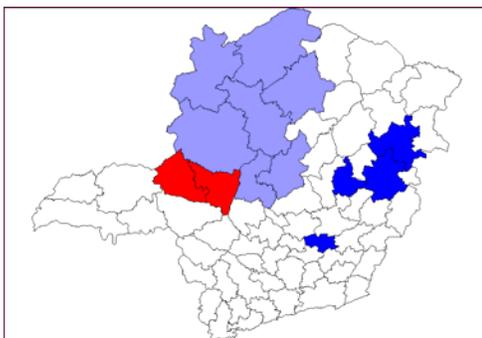


Figura 11. Produtividade média e quantidade produzida em 2004

## 5. Considerações finais

Com o presente trabalho comprovou-se a hipótese objetivada no início do trabalho da existência de autocorrelação espacial para os dados de produtividade do café entre microrregiões mineiras, sendo que a produtividade é concentrada geograficamente.

Portanto, para se trabalhar com esse importante tema no setor de café, é necessário se preocupar em controlar para esse efeito espacial.

Em termos de padrões locais de autocorrelação espacial, Foi possível por meio da análise empreendida neste trabalho identificar *cluster* Alto-Alto, compreendendo Unaí, Paracatu, Januária, Pirapora, Patrocínio, Patos de Minas e Três Marias. Essa relação entre as microrregiões pode ser explicada pela implementação, na região norte do estado, de dois grandes projetos de irrigação: Jaíba e Gorotuba. Esses projetos têm aumentado não só a produtividade do café, mas de vários outros produtos agrícolas.

Também se provou o fato de que os métodos de análise utilizados constituem ferramentas essenciais e que não devem ser utilizadas sem ser em conjunto. Ou seja, um dando suporte, ou comprovando ou até mesmo corrigindo possíveis desvios os quais todos as ferramentas de análise estão expostas. Assim, na segunda análise concluiu-se a não existência de autocorrelação entre a produtividade e as duas outras variáveis responsáveis pelo seu cálculo (figuras 10 e 11).

De acordo com esse resultado, é interessante observar que apesar de a variável quantidade produzida e área plantada estarem diretamente relacionadas à produtividade, por serem usadas para seu cálculo, essa relação não é verificada nas regiões de abrangência das mesmas. Nos exemplos vistos, a produtividade média é maior nas microrregiões situadas ao norte do estado compreendendo as regiões de Unaí, Pirapora e Januária (figuras 1,2e 3) enquanto que tanto a quantidade produzida quanto a área plantada são maiores no sul do estado nas regiões de São Sebastião do Paraíso, Alfenas, Varginha e Poços de Caldas, Patrocínio e Manhuaçu. (figuras 12 e 13)

Conclui-se que a diferença decorre do fato de que, da mesma forma que as regiões no sul produzem mais, a área plantada também é maior fazendo com que a razão entre elas diminua a eficiência produtiva da região. A maior eficiência na região norte advém de uma alta mecanização e a existência dos projetos de irrigação, como dito anteriormente.

Já a região sul apresenta fatores naturais e climáticos negativos, pois além de possuir solos irregulares com muitos declives, possui problemas com geadas e falta de chuvas. No entanto, essa região apresenta fatores geográficos que contribuem para o seu melhor desempenho de produção, além da mecanização empregada e recentes pesquisas na área de irrigação. Como dito anteriormente, o sul de minas é a região que mais produz café no Brasil em termos de quantidade, já que conta com uma extensa área de plantio. Porém quando se refere à produtividade ela perde eficiência devido aos fatores naturais os quais a região está condicionada.

Voltando-se às análises em que a hipótese nula foi aceita, observa-se que além de os figuras 10 e 11 apresentarem bastante similaridade quanto a não-correlação espacial dos dados, existem duas microrregiões em que foi observado padrão Alto-Alto de distribuição dos dados. Essas regiões compreendem a Patrocínio e Patos de Minas, sendo que, a primeira delas constitui uma região de destaque no trabalho: ela só não apresenta altos valores nos figuras 1, 2 e 3 em que a variável que questão é a produtividade média. Nas outras figuras, ela aparece sempre com valores significativos. Ademais, esse município ocupa o segundo lugar no ranking dos municípios maiores produtores de café em Minas Gerais e terceiro no Brasil.

A questão produtividade/quantidade produzida tem se mostrado um objeto de relevante análise em vários aspectos de produção. Ela mostra como os produtores, mesmo possuindo fatores que lhes são desfavoráveis, conseguem se adaptar às situações negativas adversas. Com isso, os investimentos possuem importante papel já que constituem os únicos capazes de viabilizar a produção em regiões que possuem diferentes problemas. Através do uso da análise exploratória de dados espaciais no trabalho conclui-se que investimentos em técnicas de plantio e novas tecnologias podem influenciar as regiões vizinhas, trazendo ganhos para o estado e o país como um todo.

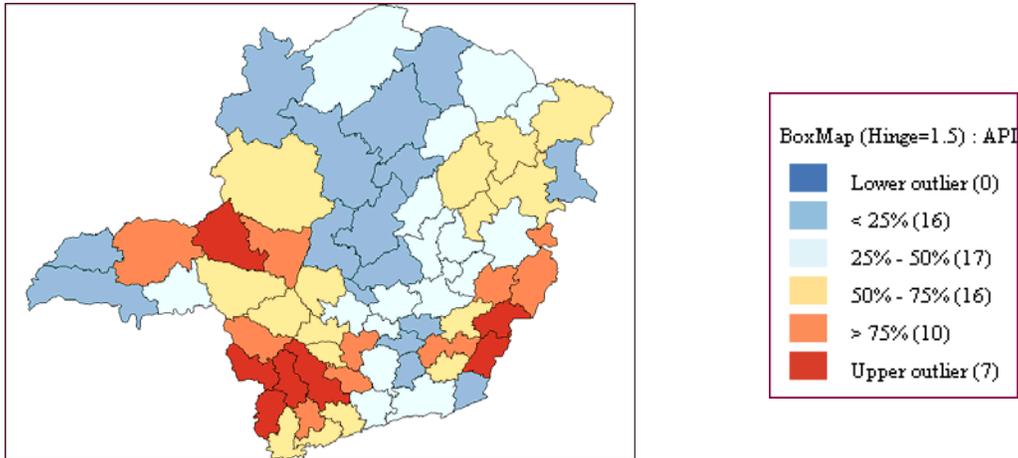


Figura 12. Área plantada em 2000

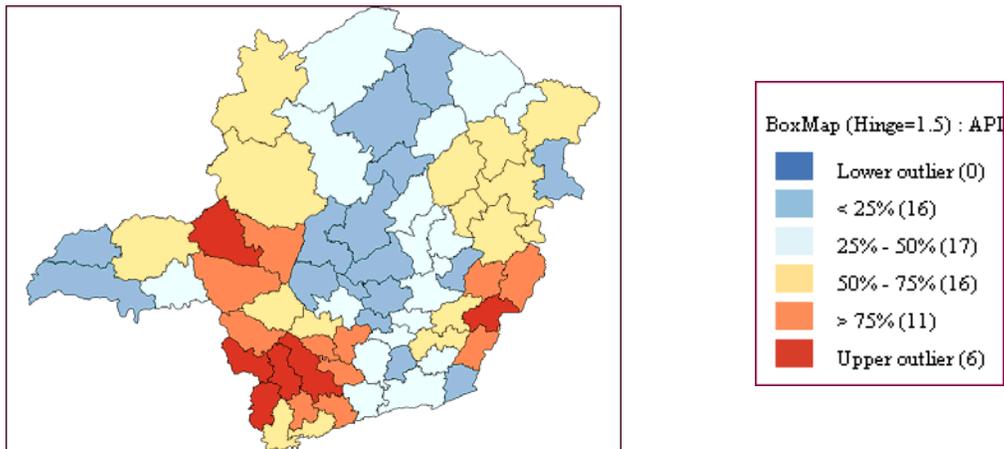


Figura 13. Área plantada em 2004

## Referências

- Almeida, E. S., Perobelli, F. S. e Ferreira, P. G. C. . **Existe Convergência Espacial da Produtividade Agrícola no Brasil?** Texto para discussão, Seminários NUPE, FEA/UFJF, 2006.
- Anselin, L. **Exploring Spatial Data with GeoDa™: a Workbook**. University of Illinois, Urbana-Champaign, 2005.
- Anselin, L. The moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In **Spatial Analytical Perspectives on GIS in Environmental and Socio-Economic Sciences**. London: Taylor and Francis, p. 111-125, 1996.
- Anselin, L. Local indicators of spatial association – LISA. **Geographical Analysis**, 27, n. 2, p. 93-115, 1995.
- Anselin, L, Syabri, I. e Smirnov, O. **Visualizing multivariate spatial correlation with dynamically linked windows**. Mimeo., University of Illinois, 2003.
- Perobelli, F. S., Almeida, E.S., Alvim, M. I. S. e Ferreira, P. G. **Análise Espacial da Produtividade do Setor Agrícola Brasileiro: 1991-2003**. Anais do XLIII Congresso da Sociedade de Economia e Sociologia Rural, Ribeirão Preto, 2005.