

ANÁLISE ESPACIAL DA COLHEITA DE CANA-DE-AÇÚCAR NO ESTADO DE SÃO PAULO

Daniel A. de Aguiar¹
Wagner F. Silva¹

{daniel, wagner@dsr.inpe.br}

¹ Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais

1. INTRODUÇÃO

O Brasil é um dos líderes mundiais na produção e exportação de vários produtos agropecuários, sendo o maior produtor de cana-de-açúcar e exportador de açúcar e álcool do mundo. Metade da produção de açúcar é exportada e gera mais de 2 bilhões de dólares anualmente para a balança comercial brasileira. Mais de 5 milhões de hectares de cana são cultivados no Brasil em duas regiões distintas: Centro-Sul e Norte-Nordeste (UNICA, 2005). O estado de São Paulo é o principal produtor nacional de cana-de-açúcar, sendo responsável por aproximadamente 60% de toda produção de cana, álcool e açúcar e por 70% das exportações (UNICA, 2005).

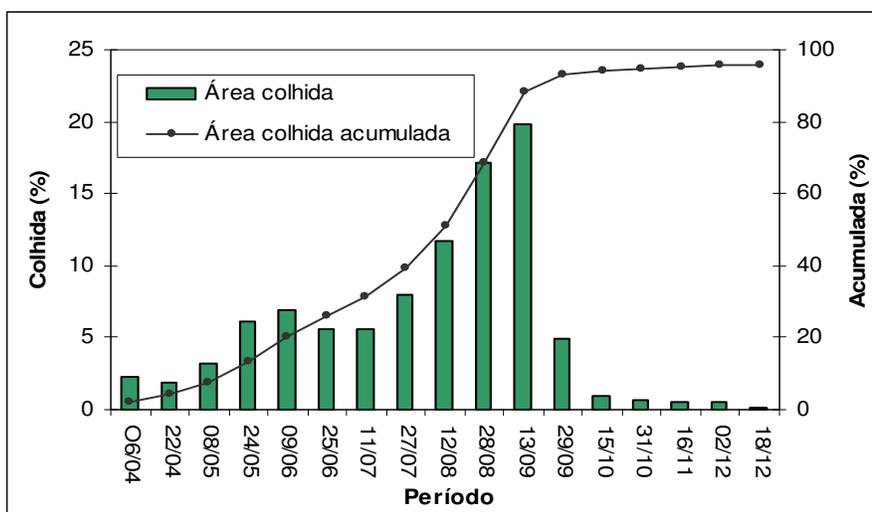
No atual mercado globalizado, é grande a demanda por informações confiáveis sobre a quantidade de matéria prima disponível para a produção de açúcar e álcool, uma vez que isto afeta diretamente a cotação destes produtos na bolsa de valores. O sensoriamento remoto, associado às técnicas de geoinformação, tem um grande potencial para monitorar a atividade agrícola e fornecer estatísticas confiáveis e objetivas sobre área plantada e produtividade (Terres et al., 1995; Ippoliti-Ramilo et al., 1999; Rizzi, 2004). Contudo, exemplos de aplicações operacionais do uso do sensoriamento remoto, em especial no que se refere à previsão de safra, praticamente inexistem no Brasil. Diversos fatores contribuem para a dificuldade de operacionalização de um sistema de estimativa de safra com base nas imagens de sensoriamento remoto. É interessante notar que a cultura da cana-de-açúcar possui características favoráveis à sua identificação, mapeamento e monitoramento em imagens de satélites de sensoriamento remoto, pois é uma cultura semi-perene e plantada em áreas de grande extensão. O Centro de Tecnologia Canavieira (CTC) estimou durante vários anos a área plantada com cana no estado de São Paulo por meio de imagens dos satélites da série Landsat. Desde a safra de 2003/04 o INPE em conjunto com a UNICA

(União da Agroindústria Canavieira de São Paulo), o CEPEA (Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada) e o CTC vem realizando, anualmente, o mapeamento da cana no estado de São Paulo (<http://www.dsr.inpe.br/mapdsr/>).

2. AVALIAÇÃO DA COLHEITA DA CANA

O período de colheita da cana-de-açúcar na região Centro-Sul ocorre entre os meses de abril e novembro. A informação sobre a variação nas quantidades de cana colhida ao longo desse período é importante dentro de um sistema de estimativa de safra, pois está diretamente ligada à disponibilidade de matéria prima para a produção de açúcar e de álcool e, conseqüentemente, aos estoques destes produtos para comercialização no mercado interno e externo.

Atualmente a avaliação periódica da evolução da colheita da cana é feita pelo Centro de Tecnologia Canavieira por meio de informações amostrais fornecidas pelas unidades produtoras. De acordo com os dados do CTC, da UNICA (2005) e Aguiar et al. (2005) sobrou cana no campo ao final da safra (4,16%). Isso pode ser confirmado através da análise do Graf. 1, onde se percebe um comportamento normal da colheita de cana até 13/09/2004, quando há uma queda brusca na colheita e até dezembro não se alcança 100% de cana colhida.



Graf. 1 – Evolução da área de cana colhida a cada 16 dias.

O presente trabalho tem como hipótese que o principal impedimento para o andamento normal do corte da cana ao longo do período de colheita é a ocorrência de chuvas, especialmente as de longa duração, pois afetam diretamente o trânsito do maquinário envolvido tanto no corte da cana, para colheita mecanizada, quanto no transporte da cana da lavoura até a unidade de produção.

3. DADOS DE PRECIPITAÇÃO

Para geração de superfícies de precipitação foram usados dados de previsão de chuva cedidos pelo CPTEC. Esses são gerados por um modelo chamado ETA que fornece valores de previsão de chuva a cada 6 horas. O uso desse tipo de dado justifica-se pela facilidade de tabulação e quase que total ausência de problemas como, falta de dados e valores inconsistentes. O dados tem o formato de grade regular, com células de 40 por 40Km e cobrem todo o centro-sul do país. Para o presente trabalho limitaram-se os dados apenas sobre a área de estudo (Fig. 1) e a precipitação acumulada a cada 16 dias.

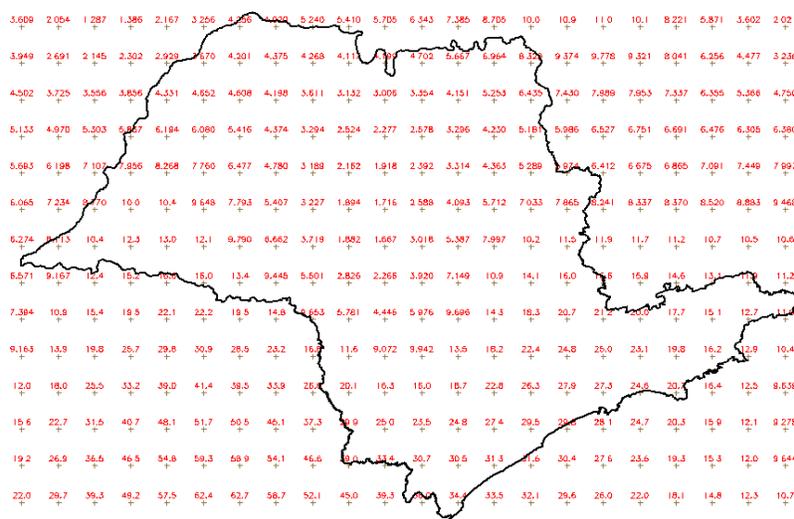


Fig. 1 – Grade regular com valores de previsão de chuva acumulada - SP

4. INTERPOLAÇÃO DOS DADOS DE PRECIPITAÇÃO

Para interpolação dos dados foi escolhido o método de Krigeagem ordinária. Esse método compreende um conjunto de técnicas de estimação e predição de superfícies

baseada na modelagem da estrutura de correlação espacial (Druck et al., 2004). Os coeficientes de ajuste do semivariograma podem ser vistos na Fig. 2.

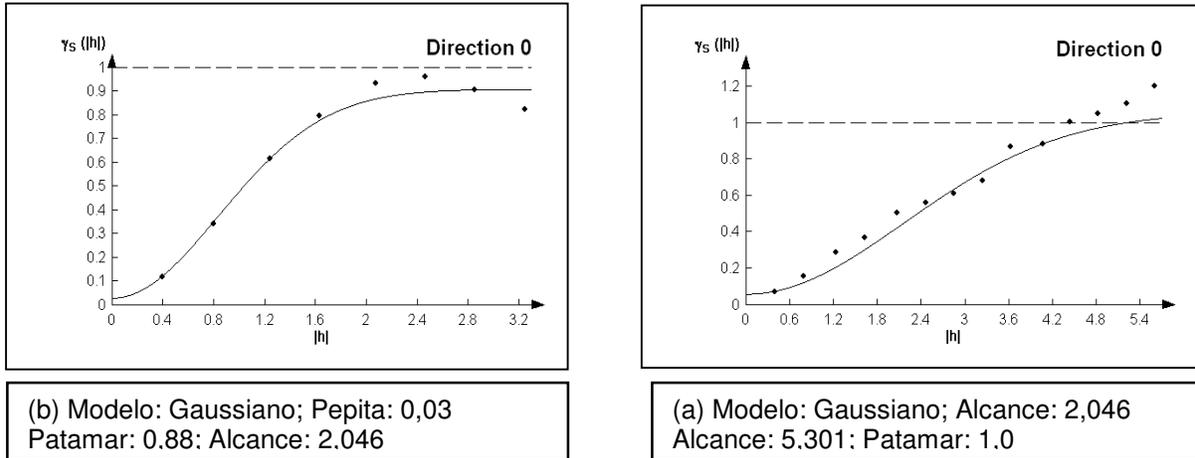


Fig. 2 – Semivariogramas de ajuste do modelo (a) 13/09 e (b) 29/09

Geradas as superfícies (Fig. 3) é possível perceber, de acordo com a escala que a precipitação é bem maior no segundo período, já que os valores variam entre aproximadamente 24 e 173 mm, enquanto no primeiro período a precipitação não é maior que 63,1 mm. Isso já é um indicativo de que há uma correlação entre a colheita e a precipitação em tal data..

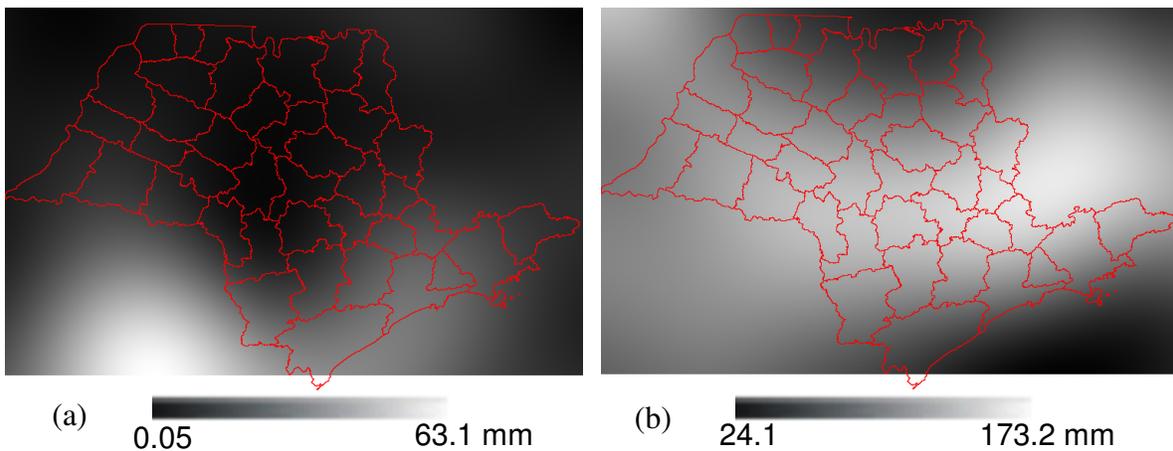


Fig. 3 – Superfícies de precipitação (Krigagem) para os períodos (a) 13/09 a 28/09/2004 e (b) 29/09 a 14/10/2004 – SP.

É importante salientar a qualidade das superfícies geradas. Isso se deve em parte a regularidade das grades e também ao fato do modelo ETA levar em consideração variáveis regionais. No entanto, como apenas as áreas onde havia cana plantada era de interesse para as análises, decidiu-se por cortar as superfícies de precipitação com a máscara da área de cana plantada, gerada por trabalhos anteriores do INPE em associação com o CTC (Fig. 4).

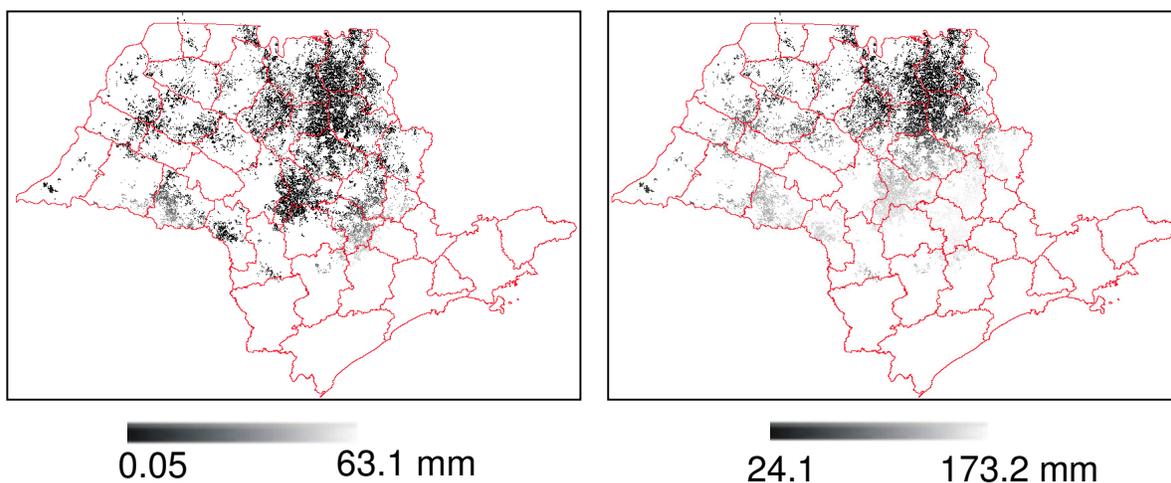


Fig. 4 – Precipitação em área de cana-de-açúcar – SP. (a) 13/09 e (b) 29/09.

5. DADOS DE ÁREA COLHIDA

Para geração dos dados de área colhida foi adotada a metodologia criada por Aguiar et al. (2005), onde através do estabelecimento de um limiar de valores de NDVI consegue-se distinguir áreas de cana colhida de áreas de cana plantada. Esse limiar é aplicado a um mosaico de pixels de 16 dias - um dos produtos do sensor MODIS - e as áreas de cana colhida são sobrepostas uma a uma até o fim da safra, formando um mapa temático, onde cada cor representa a área de cana colhida em 16 dias. A fig. 5 apresenta a área de cana colhida nos períodos de 13/09 até 28/09 e 29/09 até 15/10.

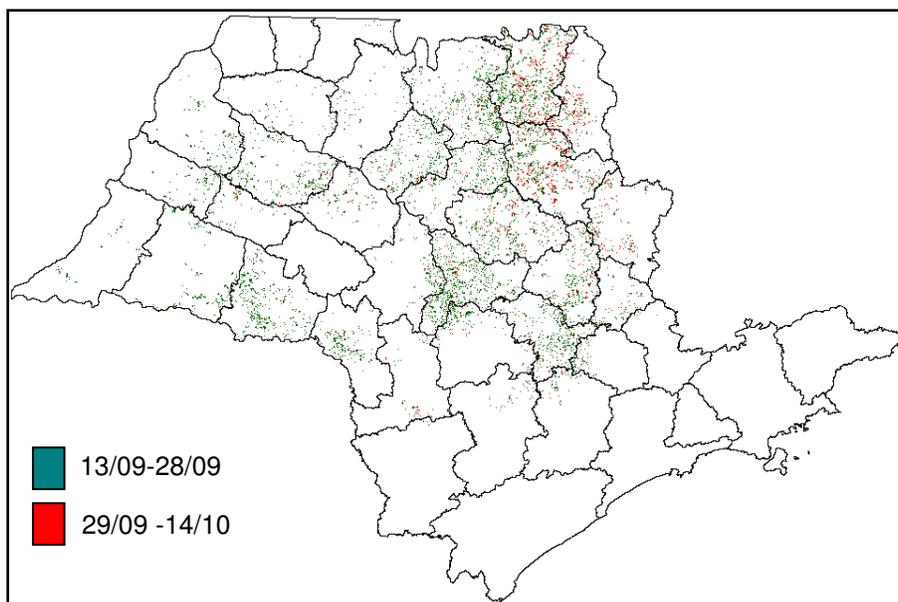


Fig. 5 – Área de cana-de-açúcar colhida nos dois períodos.

6. REGRESSÃO LINEAR CLÁSSICA

Para explicar a relação entre a precipitação e a quantidade de área colhida foi necessário realizar uma regressão linear. Segundo Neter (1996), regressão é uma técnica estatística que descreve a relação entre duas ou mais variáveis através de função matemática. Dessa forma, a relação entre a precipitação e área colhida deve ser inversa, ou seja, quanto maior a precipitação, menor a colheita.

Foi realizada primeiramente a regressão linear clássica, ou seja, sem levar em consideração a dependência espacial dos dados.

Nesse tipo de regressão nenhum componente da função matemática leva em conta a estrutura espacial dos dados, é suposto pelo modelo que os dados são independentes espacialmente. A equação que caracteriza o modelo é apresentado na Eq. 1.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (1)$$

onde:

Y = Variável dependente;

X = Variável independente;

β_0 e β_1 = parâmetros da regressão;

ε = erro aleatório

Nesse trabalho foi considerado como variável dependente a área de cana-de-açúcar colhida e como variável independente a precipitação. Primeiramente, foi realizada, no software Statistica 6.0, a análise exploratória dos dados como, por exemplo, gráficos de dispersão que podem ser vistos na Fig. 6 para o período correspondente a 13/09/2004 a 28/09/2004 e na Fig. 7 para o período de 29/09/2004 a 14/10/2004. Esses períodos serão tratados no presente trabalho como período 1 e período 2 respectivamente.

Percebe-se que para os dois períodos há uma correlação inversa, tendo o período 1 uma correlação (R) igual a -0,33 e o período 2 uma correlação igual a -0,30. As equações de regressão estão explícitas em cada uma das figuras.

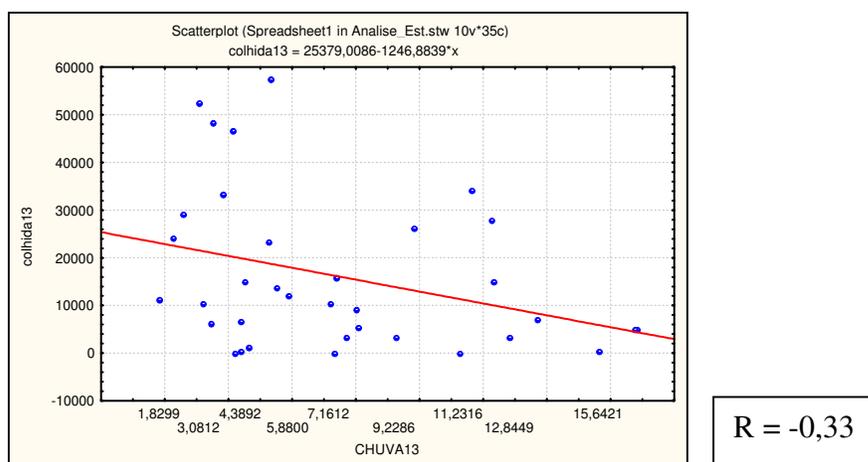


Fig. 6 - Gráfico de dispersão entre a precipitação (abscissa) e área colhida (ordenada) para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

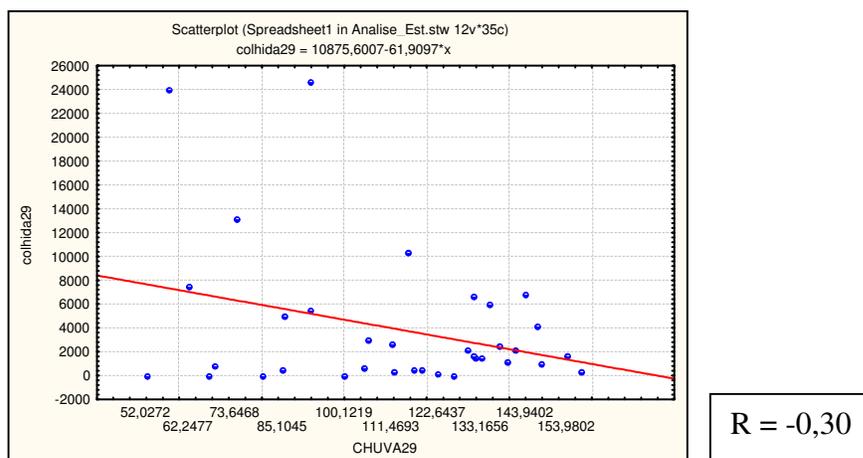


Fig. 7 - Gráfico de dispersão entre a precipitação (abscissa) e área colhida (ordenada) para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

A qualidade da regressão determinada pode ser avaliada pelo coeficiente de determinação (R^2), que significa a percentagem que a variável explicativa ou independente pode explicar da variável dependente, portanto, quanto maior melhor. Outra forma de avaliar a regressão é pelo fator Akaike. Para esse fator, quanto menor melhor a regressão.

Na regressão para o primeiro período obteve-se $R^2 = 0,11$ e Akaike = 776,9 e para o segundo período obteve-se $R^2 = 0,095$ e Akaike = 707,6. Como se percebe pelos valores a variável independente está explicando muito pouco da variável dependente.

Outra suposição do modelo de regressão, ou para que o mesmo seja válido e confiável para se fazer inferência de valores, é que os resíduos sejam normalmente distribuídos, sejam independentes e sua variância deve ser constante. Deve-se verificar também a presença de outliers e se os mesmos são influentes, prejudicando o desenvolvimento do modelo (Neter, 1996).

Foram realizadas as análises de outliers e constatados alguns para os dois períodos. Entretanto, pelos testes Cook Distance e DFFITS confirmou-se que esses outliers não eram influentes na determinação do modelo. Portanto, continuou-se com todas observações.

Para verificar se a variância dos resíduos foi constante foram realizados gráficos de dispersão entre os mesmos e a variável independente. Realizou-se também o teste de Breusch-Pagan. Esses gráficos podem ser vistos nas Fig. 8 e 9.

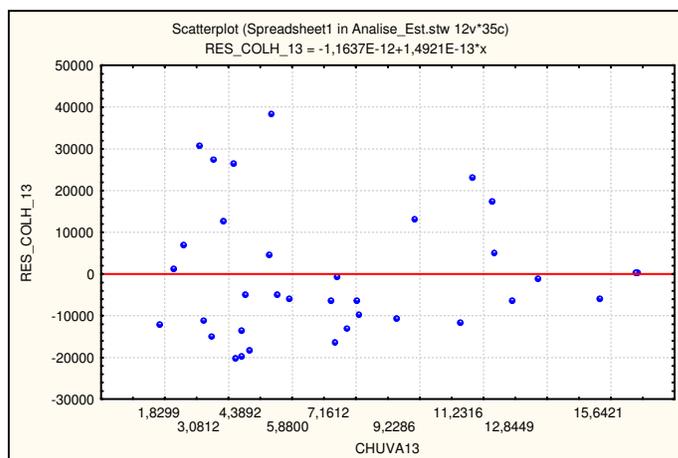


Fig. 8 - Gráfico de dispersão entre a precipitação (abscissa) e resíduos da regressão clássica (ordenada) para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

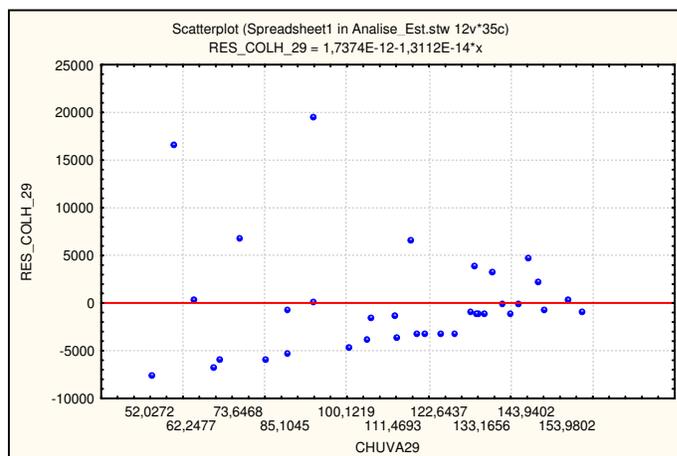


Fig. 9 - Gráfico de dispersão entre a precipitação (abscissa) e resíduos da regressão clássica (ordenada) para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

A análise dos gráficos de dispersão mostra um afinilamento dos resíduos, caracterizando uma variância não constante. Entretanto o teste de Breusch-Pagan, ao nível de confiança de 95%, confirmou que para o período 1 a variância era constante, já para o período 2 a variância não era constante.

A verificação da normalidade dos resíduos foi realizada através dos gráficos de probabilidade normal e também pelo teste Jarque-Bera. Os gráficos estão representados nas Fig. 10 e 11. Percebe-se a não normalidade dos resíduos para o período 2, o que foi confirmado com o teste Jarque-Bera ao nível de confiança de 95%. Para o período 1 o teste confirmou que os resíduos seguem a distribuição normal.

A consideração que se chega ao analisar os resultados da regressão linear clássica é que existe correlação entre as duas variáveis, entretanto, essa correlação não está sendo bem explicada pelo modelo. Assim, não é confiável fazer inferências com o mesmo. O que pode estar ocorrendo é a dependência espacial das variáveis. Se essa dependência espacial existir é necessário o uso de modelos de regressão que levem em consideração essa dependência.

Considerando essa suposição foram realizadas análises exploratórias dos dados para a verificação da dependência espacial.

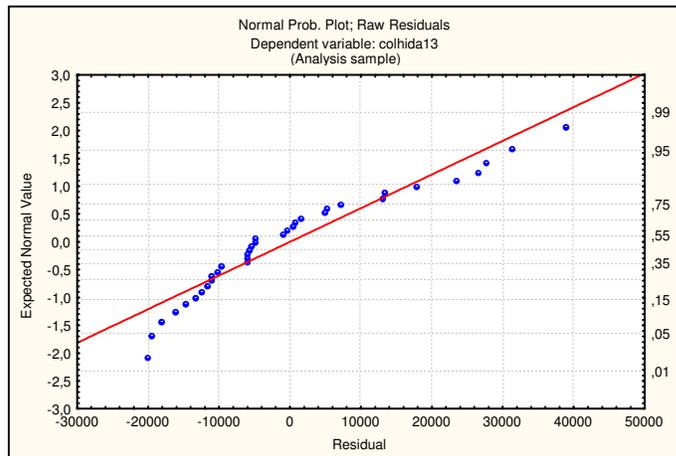


Fig. 10 - Gráfico de probabilidade normal dos resíduos da regressão linear clássica para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

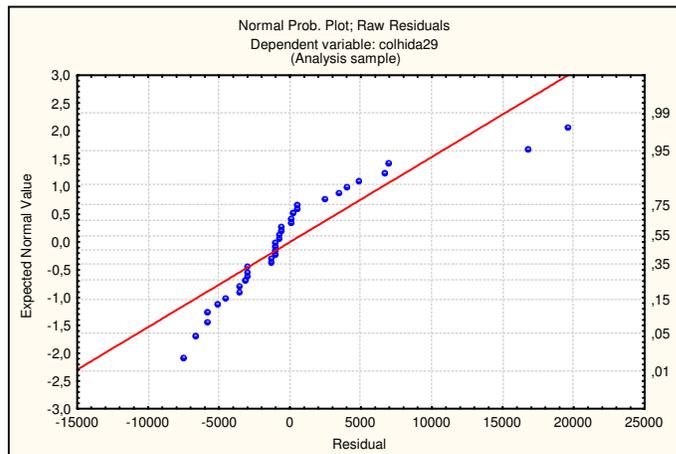


Fig. 11 - Gráfico de probabilidade normal dos resíduos da regressão linear clássica para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

7. VERIFICAÇÃO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL

A verificação da dependência espacial foi realizada através do Índice de Moran, o qual é um indicador global da autocorrelação espacial e mostra como os valores estão correlacionados no espaço (Druck et al., 2005).

O Índice de Moran apresenta valores variando de -1 a 1, sendo que um índice de -1 a 0 significa correlação inversa, ou seja, o objeto analisado tem valor baixo e seus vizinhos apresentam valores altos ou vice-versa. Valores do índice entre 0 e 1 significa correlação

direta, isto é, o objeto apresenta valor alto e seus vizinhos também possuem valores altos ou o objeto apresenta valor baixo e seus vizinhos também.

Primeiramente, foram realizadas análises exploratórias com a utilização do software TerraView com a finalidade de verificar como se comportavam espacialmente as variáveis. Foram realizados agrupamentos espaciais pelo método quantil, sendo determinado 5 grupos para a colheita e 4 grupos para a precipitação. Os mapas de agrupamentos espaciais gerados para a colheita estão demonstrados nas Fig. 12 e 13 e os de precipitação estão demonstrados nas Fig. 14 e 15. É importante salientar que para a precipitação as cores não representam a mesma quantidade de precipitação para os dois períodos. Pela legenda dos mapas verifica-se que no período 1 a precipitação tem valores variando de 1,82 a 16,79 mm, já para o período 2 os valores vão de 52,02 a 157,28.

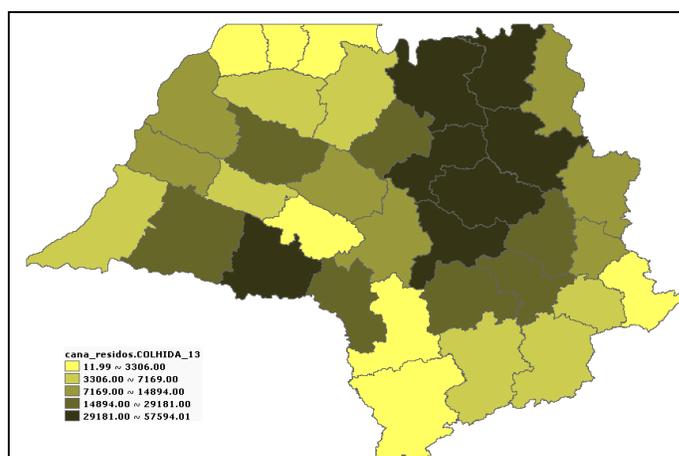


Fig. 12 - Análise de agrupamentos para a área colhida no período 13/09/2004 a 28/09/2004.

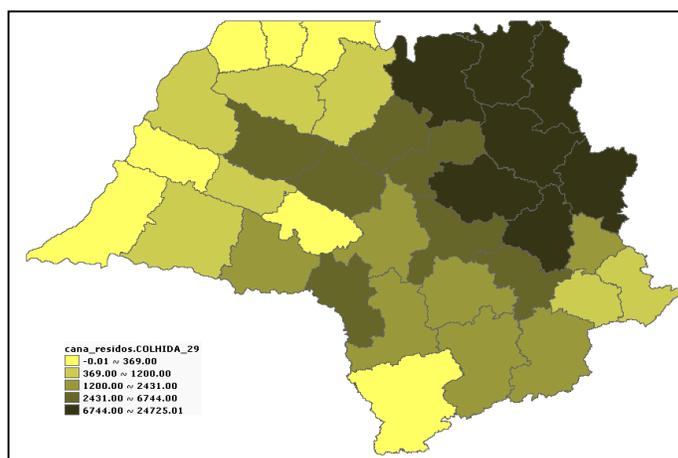


Fig. 13 - Análise de agrupamentos para a área colhida no período 29/09/2004 a 14/10/2004.

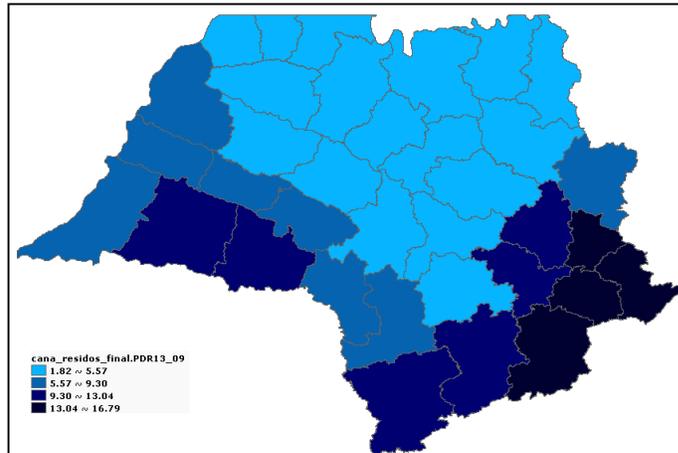


Fig. 14 - Análise de agrupamentos para a precipitação no período 13/09/2004 a 28/09/2004.

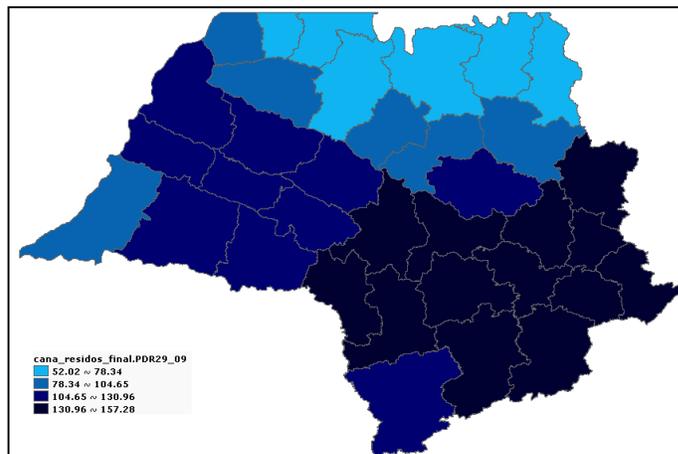


Fig. 15 - Análise de agrupamentos para a precipitação no período 29/09/2004 a 14/10/2004.

Como é demonstrado nas Fig. 12 a 15 ocorreram agrupamentos espaciais para as duas variáveis (precipitação e área colhida), demonstrando que existiam agrupamentos espaciais.

Posteriormente foi realizada a análise pelo Índice de Moran para quantificar e qualificar como estava ocorrendo essa dependência espacial. Os índices foram gerados no software GeoDa e os mapas de espalhamento do índice foram gerados no TerraView.

Para estimar a significância do Índice de Moran foi realizado o teste de pseudo-significância, onde foram gerados 999 permutações dos valores de atributos associados. Como cita Druck et al. (2005), se o valor do índice medido originalmente corresponder a

um extremo da distribuição simulada, então se trata de valor com significância estatística. O gráfico de dispersão do Índice de Moran para os resíduos da regressão, o valor do índice e o teste de significância do mesmo estão demonstrados nas Fig. 16 e 18 para os períodos 1 e 2 respectivamente. Os mapas de espalhamentos de Moran para os períodos analisados estão demonstrados nas Fig. 17 e 19.

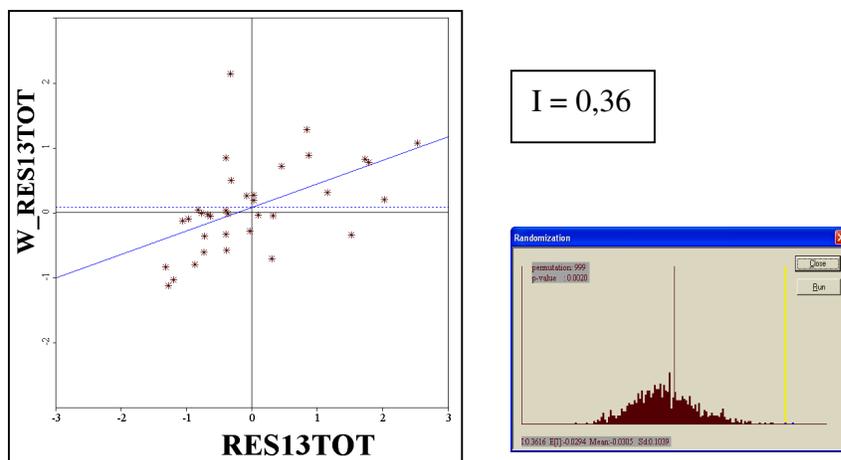


Fig. 16 - Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância para os resíduos da regressão clássica para o período 13/09/2004 a 28/09/2004 .

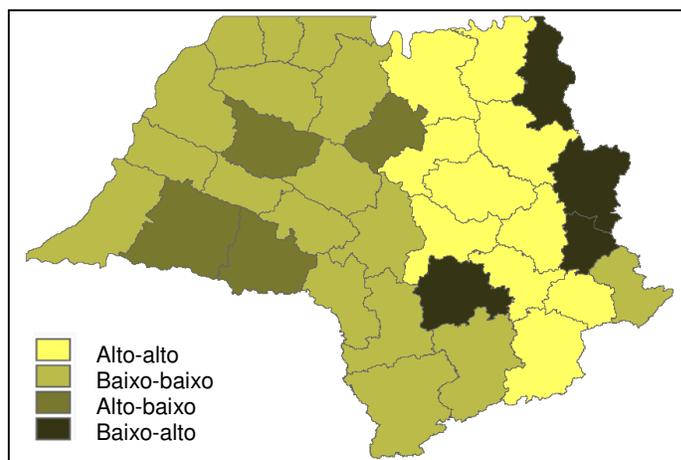


Fig. 17 - Mapa de espalhamento de Moran dos resíduos da regressão clássica para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

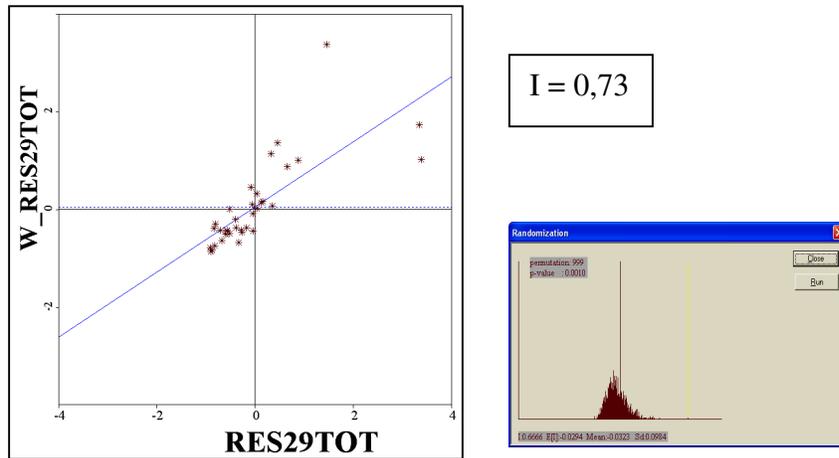


Fig. 18- Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância pra os resíduos da regressão clássica para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

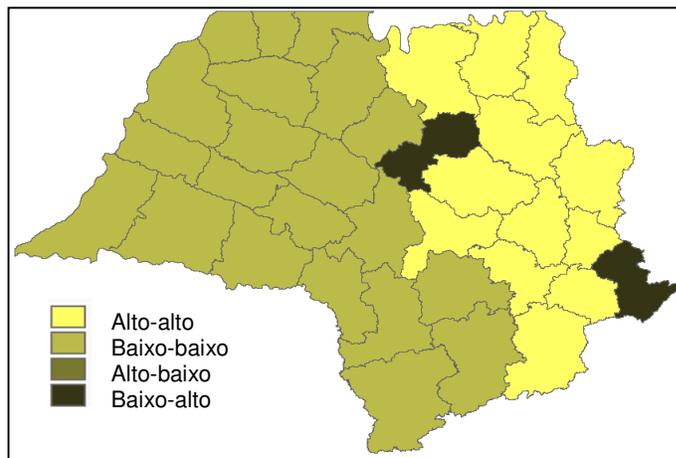


Fig. 19 - Mapa de espalhamento de Moran dos resíduos da regressão clássica para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

Como se verifica nas Fig. 16 e 18 o Índice de Moran para os dois períodos demonstram a existência de autocorrelação espacial dos resíduos. As Fig. 17 e 19 demonstram as grandes regiões formadas com os índices alto-alto e baixo-baixo.

A dependência espacial dos parâmetros mostrou a necessidade da utilização de modelos de regressão que incorporam efeitos espaciais. Dessa forma, baseando-se nos relatórios elaborados pelo software GeoDa para a regressão clássica, optou-se pela

utilização do modelo Spatial Lag que se classifica como um modelo com efeitos espaciais globais.

8. MODELOS COM EFEITOS ESPACIAIS GLOBAIS

O modelo de regressão com efeitos espaciais globais supõe que é possível capturar a estrutura de correlação espacial num único parâmetro adicionado ao modelo de regressão clássico (Druck et al., 2005).

O modelo utilizado no presente trabalho foi o Spatial Lag que atribui a autocorrelação espacial à variável dependente Y (Druck et. al., 2005). Formalmente o modelo é expresso pela equação 2.

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

onde:

W = matriz de correlação espacial;

WY = expressa a dependência espacial;

ρ = coeficiente espacial autoprogessivo.

Após determinação do modelo, obteve-se $R^2 = 0,329$ e Akaike = 769,5 para o período 1 e $R^2 = 0,598$ e Akaike = 684,4 para o período 2, portanto, melhorando o modelo de regressão ao incorporar os efeitos espaciais.

Posteriormente foram determinados os Índices de Moran para os resíduos. As Fig. 20 e 21 demonstram os diagramas de dispersão, os valores do índice e o teste de significância para cada um dos períodos. Ao analisar as figuras percebe-se que a correlação espacial foi considerada na regressão e os resíduos não apresentam mais correlação espacial, o que é confirmado pelo baixo valor do índice, aproximadamente zero. Entretanto, sabe-se que as variáveis consideradas no modelo não são estacionárias, pois existem regiões onde ocorre maior ou menor colheita de cana-de-açúcar, dessa forma, há possibilidade da existência de padrões espaciais ou regimes espaciais. Essa suposição foi analisada através de um indicador local de associação espacial, denominado Moran local ou Lisa Map. Caso os regimes espaciais sejam constatados há a necessidade da utilização de modelos de regressão com regimes espaciais.

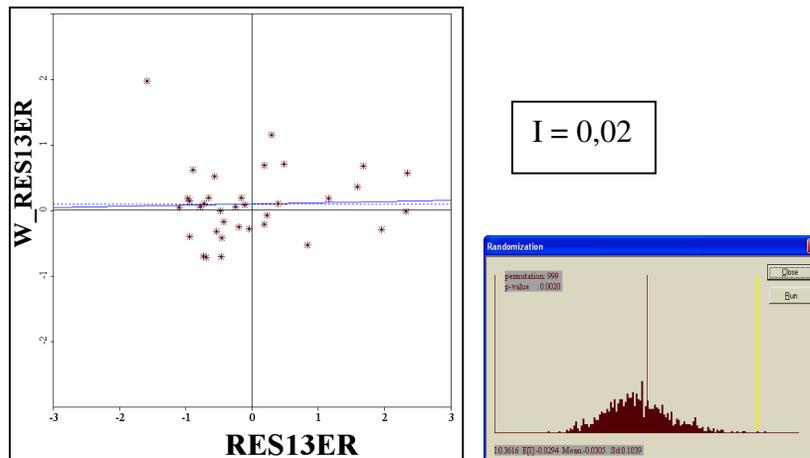


Fig. 20 - Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância pra os resíduos da regressão Spatial Lag para o período 13/09/2004 a 28/09/2004 .

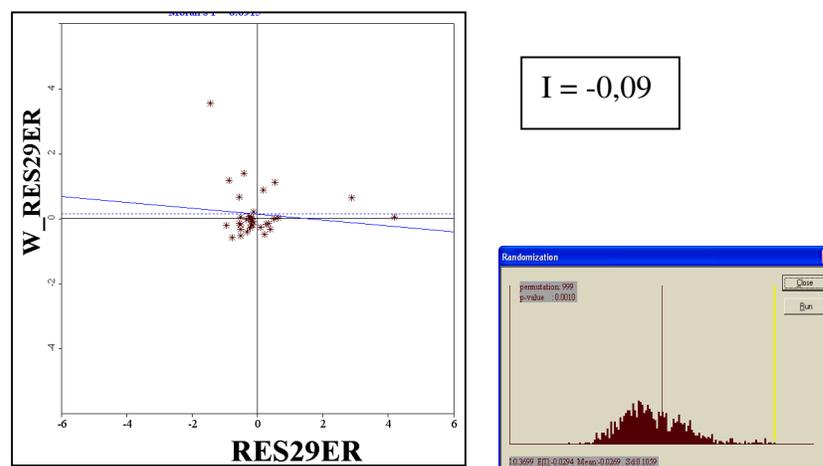


Fig. 21 - Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância pra os resíduos da regressão Spatial Lag para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

9. MODELO DE REGRESSÃO COM REGIMES ESPACIAIS

A determinação de regimes espaciais foi realizada no software GeoDa com a utilização do aplicativo Lisa Map. As Fig. 22 e 23 demonstram os resultados dessa análise para os dois períodos.

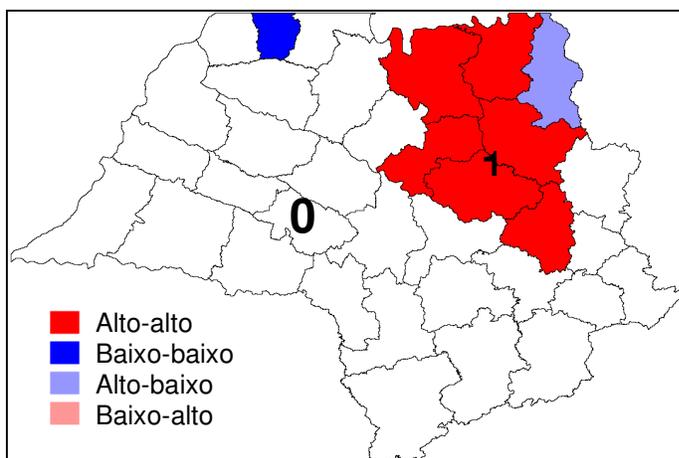


Fig. 22 - Mapa de regimes espaciais, Lisa Map, do resíduo para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.



Fig. 23 - Mapa de regimes espaciais, Lisa Map, do resíduo para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

Analisando-se as Fig. 22 e 23 verifica-se a ocorrência de regimes espaciais. No período 1 ocorreram quatro regimes espaciais (área em branco e três tonalidades de azul). No período 2 ocorreram três regimes espaciais (branco, vermelho e azul). Entretanto, foram considerados apenas dois regimes em cada período. Um dos regimes (1) é a área de maior produção de cana-de-açúcar no estado e, portanto, de maior importância, outro regime foi formado pelo restante das EDRs (0), já que no período 1 dois regimes foram constatados apenas com uma EDR e no período 2 o outro regime (azul) não era de maior interesse já que foi apontado como baixo-baixo é uma área de menor produção de cana.

No modelo de regressão por regimes espaciais, cada região ou cada regime possui seu próprio modelo de regressão, já que o mesmo possui seus próprios padrões espaciais. Nesse tipo de regressão faz-se o uso de variáveis indicadoras. O modelo geral de regressão está representado na equação 3:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 R_1 + \beta_3 R_1 X + \varepsilon \quad (3)$$

onde

β_i = parâmetros da regressão;

X = variável independente;

R1 = variável indicadora (0 ou 1);

ε = erro aleatório

Portanto, ao se considerar os regimes espaciais (0 ou 1) as equações de regressão desmembram-se em:

$$\left| \begin{array}{l} Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (\text{ind} = 0) \\ Y_2 = (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3)X + \varepsilon \quad (\text{ind} = 1) \end{array} \right.$$

Os coeficientes de determinação e o Akaike obtidos ao utilizar o modelo com regimes espaciais foram $R^2 = 0,572$ e Akaike = 753,4 para o período 1 e $R^2 = 0,947$ e Akaike = 609,9 para o período 2, melhorando ainda mais as regressões em comparação ao modelo com efeitos globais.

Os resíduos da regressão foram analisados pelo Índice de Moran e os gráficos de dispersão, o valor e a significância do índice estão apresentados nas Fig. 24 e 25.

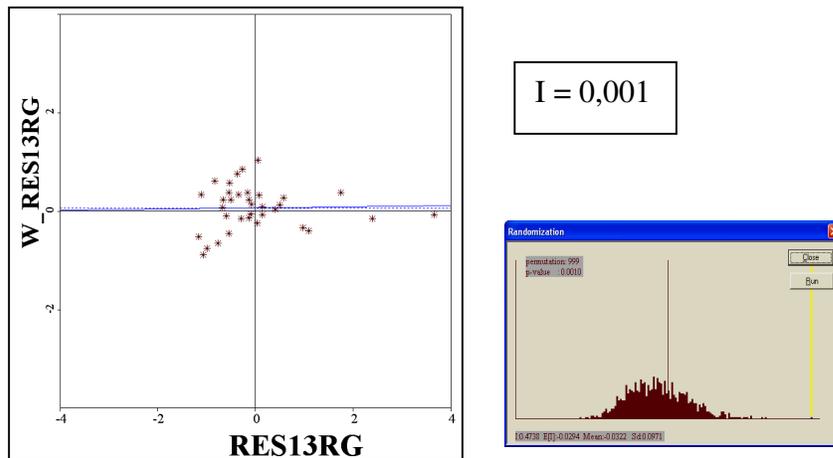


Fig. 24 - Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância pra os resíduos da regressão com regimes espaciais para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

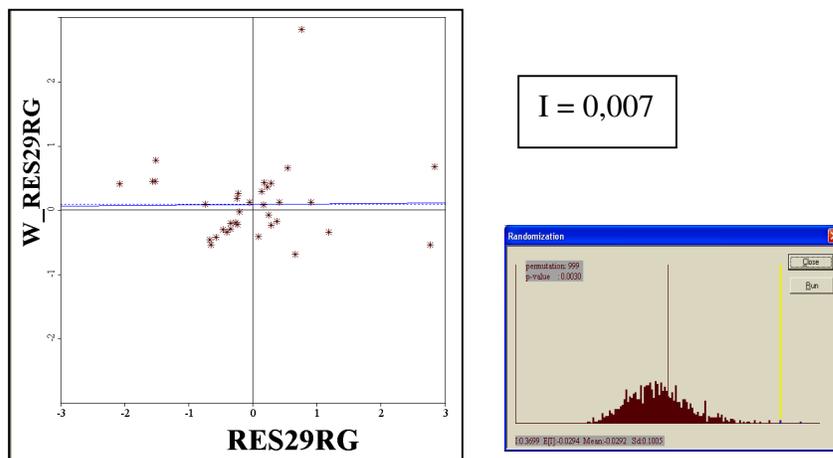


Fig. 25 - Gráfico de dispersão do Índice de Moran, valor do índice e teste de significância pra os resíduos da regressão com regimes espaciais para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

10. RESULTADOS

Os resultados do trabalho são apresentados na Tab. 1 e 2. Nota-se que o modelo que obteve o maior coeficiente de determinação (R^2) e menor Akaike, para os dois períodos, foi o modelo com regimes espaciais. Percebe-se que houve um aumento do R^2 , da utilização do modelo de regressão clássica para o modelo com regimes espaciais. O Akaike também teve melhores resultados no mesmo sentido. O Índice de Moran ao considerar os

modelos de regressão com efeitos espaciais indicou a não ocorrência de dependência espacial.

Tab. 1 – Resultados das regressões obtidas para o período 13/09/2004 a 28/09/2004.

MODELOS DE REGRESSÃO			
	Clássico	Espacial Global	Regimes Espaciais
R²	0,11	0,33	0,57
Akaike	776,9	769,5	753,4
Moran	0,36	0,02	0,01

Tab. 2 – Resultados das regressões obtidas para o período 29/09/2004 a 14/10/2004.

MODELOS DE REGRESSÃO			
	Clássico	Espacial Global	Regimes Espaciais
R²	0,10	0,60	0,94
Akaike	707,6	684,4	609,96
Moran	0,67	-0,09	0,07

Considerando essas análises, o modelo de regressão que melhor explicou a relação entre a ocorrência de precipitação e a quantidade de área colhida foi o modelo com regimes espaciais. Esses modelos estão descritos abaixo para os dois períodos analisados.

$$\begin{array}{l} \text{Período 13/09 a 28/09/2004} \\ \left| \begin{array}{l} \text{colheita} = 11837,94 - 471,21 * \text{precipitação (outro)} \\ \text{colheita} = 35451,52 - 471 * \text{precipitação (regime 1)} \end{array} \right. \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{Período 29/09 a 14/10/2004} \\ \left| \begin{array}{l} \text{colheita} = 2701 - 12,426 * \text{precipitação (outro)} \\ \text{colheita} = 14728 - 12,75 * \text{precipitação (regime 1)} \end{array} \right. \end{array}$$

onde:

colheita = área colhida em ha;

precipitação = precipitação ocorrida em milímetros.

11. CONSIDERAÇÕES FINAIS

- Foi possível verificar que houve correlação entre a precipitação e a colheita nos períodos analisados e que a mesma é espacial.
- O modelo que melhor descreveu a correlação entre a precipitação e a colheita foi o modelo com regimes espaciais.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguiar, D. A.; Silva, W. F.; Rizzi, R.; Rudorff, B. F.; Berka, L. M. S.; Paes, L. A. D. Monitoramento da Colheita de Cana. In Rudorff, B. F. e Shimabukuro, Y., E. (Orgs.) **Aplicações Ambientais do Sensor MODIS** (no prelo).
- Druck, S.; Carvalho, S. C.; Câmara, G.; Monteiro, A. M. V. M. **Análise Espacial de Dados Geográficos**. Brasília, EMBRAPA, 2004.
- Ippoliti-Ramilo, G. A.; Epiphanyo, J. C. N.; Shimabukuro, Y.G.; Formaggio, A. R. Sensoriamento remoto orbital como meio auxiliar na previsão de safras. **Agricultura em São Paulo**. V. 46, n. 1, p. 89-101, 1999.
- Neter, J.; Kutner, M. H.; Nachtsheim, C. J.; Wasserman, W. **Applied Linear Statistical Models** 3ª Ed.1996.
- Pino, F. A. Estimativa subjetiva de safras agrícolas. **Informações econômicas**. São Paulo: v. 31, n. 6, 2001.
- Rizzi, R. **Geotecnologias em um sistema de estimativa da produção de soja: estudo de caso no Rio Grande do Sul**. 2004. 214 p. (INPE-12271-TDI/983). Tese (Doutorado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, São José dos Campos, 2004.
- Terres, J. M.; Delince, J.; Van de Steene, M.; Hawkins, A. The use of remote sensing and GIS capabilities to support the reform of the common agricultural policy of the European Community. **Remote Sensing Reviews**, v. 12, 1995, p. 53-60.
- União da Agroindústria Canavieira de São Paulo (UNICA). São Paulo, 2005a. Disponível em: <<http://www.portalunica.com.br>>. Acesso em: 05 de Jul. de 2005.