

**PADRÕES DE CHUVA E VARIABILIDADE ESPACIAL DA
EROSIVIDADE PARA O SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS**

REGIMEIRE FREITAS AQUINO

2005

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

REGIMEIRE FREITAS AQUINO

**PADRÕES DE CHUVA E VARIABILIDADE ESPACIAL DA
EROSIVIDADE PARA O SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Agronomia, área de concentração em Solos e Nutrição Mineral de Plantas, para obtenção do título de “Mestre”.

Orientador

Prof. Marx Leandro Naves Silva

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

2005

REGIMEIRE FREITAS AQUINO

**PADRÕES DE CHUVA E VARIABILIDADE DA EROSIVIDADE
PARA O SUL DO ESTADO DE MINAS GERAIS**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós - Graduação em Agronomia, área de concentração em Solos e Nutrição Mineral de Plantas, para obtenção do título de “Mestre”.

APROVADA em 29 de julho de 2005

| | |
|-------------------------------|------|
| Prof. Carlos Rogério Mello | UFLA |
| Prof. Mozart Martins Ferreira | UFLA |
| Prof. Nilton Curi | UFLA |

Prof. Marx Leandro Naves Silva
UFLA
(Orientador)

LAVRAS
MINAS GERAIS – BRASIL

OFEREÇO

À minha filha Maria Fernanda e ao meu marido Gustavo, pelo carinho, paciência, compreensão, incentivo e, principalmente, pelo amor com que sempre me distinguiram em todos os momentos.

DEDICO

À Deus, por ter me dado força nessa caminhada.

Aos meus pais: Maria das Graças e Reginaldo, pelo carinho, apoio, incentivo e pelo exemplo de vida.

Aos meus irmãos: Carolina e Reinaldo e aos meus cunhados: Brigitte, Leandro e Paula. A vocês ofereço com carinho mais esta conquista, como forma de reconhecimento por tudo quanto sempre recebi.

Aos meus sogros: Maria Tereza e Fernando, pela força, incentivo, valiosos conselhos e, sobretudo, pela amizade.

Aos meus amigos: Natalino, Fabiana, Cezar e aos meus Orientadores: Marx e Carlos Rogério pela amizade, incentivo, compreensão e, principalmente, grande ajuda em todos os momentos.

AGRADECIMENTOS

A Universidade Federal de Lavras (UFLA), Departamento de Ciência do Solo da UFLA, CNPq e INMET-MG pela oportunidade de aprimoramento.

Ao Prof. Marx Leandro Naves Silva pela confiança, orientação e oportunidade de trabalho. Ao Prof. Carlos Rogério de Mello pelas críticas e sugestões apresentadas à dissertação, ensinamentos e disponibilidade. Aos Prof. Mozart e Nilton Curi pela participação na banca e contribuições. A todos os Prof. Do DCS/UFLA pelo suporte durante todo o curso de mestrado e condução de trabalhos.

Aos amigos Natalino, Fabiana, Cezar, Claret, Silvana, Antônio Marcos, Serginho pelo apoio, oportunidade de trabalho, contribuições, amizade. A cada um dos contemporâneos do curso de pós-graduação e alunos de iniciação científica (DCS/UFLA), pelo apoio, contribuição e agradável convivência.

A cada um dos funcionários do DCS/UFLA, em especial a Joyse e Maria Alice pelo auxílio e bons momentos vivenciados.

A todos, amigos e familiares, que de alguma maneira contribuíram com a realização deste trabalho e tornaram estes anos mais prazerosos. Tenham certeza de que vou trazê-lo sempre na minha memória.

RESUMO GERAL

AQUINO, Regimeire Freitas. **Padrões de chuva e variabilidade espacial da erosividade para o Sul do Estado de Minas Gerais**. 2005. 90 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

A erosão hídrica está entre os principais fatores que podem afetar a sustentabilidade de sistemas agrícolas. Os objetivos deste trabalho foram: determinar a erosividade (EI_{30}) e os padrões de chuvas erosivas para o período de 1986 a 2004; determinar as perdas de solo em Cambissolo háplico Tb distrófico típico (CXbd) e Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submetidos a três padrões de chuvas erosivas naturais; estudar a aplicação cinco modelos de probabilidades para estimativa das erosividades mensais e anuais para Lavras, MG. Determinaram-se, também, o comportamento espacial da erosividade No Sul de Minas Gerais. O valor da erosividade média anual encontrada para o período estudado para Lavras, MG foi de $5.634 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$, classificada como alta, com predominância do padrão de chuva avançado. As maiores perdas de solo foram observadas para o padrão de chuva avançado, notadamente para o CXbd. A distribuição Gama e Gumbel foram as que produziram as menores quantidades de séries não adequadas, recomendando-se, assim, que seja feita uma verificação prévia da melhor distribuição para cada período da série estudada. Observou-se que a região Sul de Minas Gerais apresenta elevados índices de erosividade, os quais mostraram-se fortemente influenciados pelas condições topográficas.

*Comitê Orientador: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA (Co-orientador) e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co-orientador).

ABSTRACT

AQUINO, Regimeire Freitas. **Ranifall erosivity, rainfall pattern and variation spatial for the South of Minas Gerais State.** 2005. 89 p. Dissertation (Master Program in Soils and Nutrition of Plants) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The water erosion is enters the main types of degradation of the ground that affect the sustentabilidade of agricultural systems and ecosystems terrestrial. The objectives of this work had been: to determine the erosivity (EI_{30}) and the erosive rain standards for the period of 1986 the 2004; to determine the soil loss in Cambissolo háplico Tb distrófico típico (CXbd) and Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submitted the three natural erosive rainfall pattern; to study the application five models of probabilities for estimate of the monthly and annual erosivity for Lavras, MG. They had been determined, also, the space behavior of the erosivity of the South of Minas Gerais State. The value of the found annual average erosivity for the period studied for Lavras, MG was of $5,634 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ year}^{-1}$, a classification high value, with predominance of the advanced rainfall pattern. The biggest of soil loss had been observed for the advanced rainfall pattern, notably for the CXbd. The distribution Gama and Gumbel had been the ones that had produced the lesser amounts of series not adjusted, sending regards, thus, that a previous verification of the best distribution for each period of the studied series is made.

Guidance Committee: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Major Professors), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co- Major Professors).

1 INTRODUÇÃO GERAL

A erosão hídrica é tida como um dos principais fatores de desagregação do solo e redução da produtividade das culturas, além de assorear e comprometer a qualidade De recursos hídricos nos mananciais. As perdas de solo e água por erosão hídrica dependem da interação entre clima, solo, topografia, cobertura vegetal e do sistema de manejo do solo adotado. O conhecimento e o monitoramento dos fatores que influenciam a erosão hídrica, por meio de modelos preditivos, são fundamentais para garantir a produtividade e o uso sustentável dos recursos naturais.

A erosividade é o resultado da ação do impacto das gotas de chuva e do escoamento superficial combinados com a erodibilidade do solo, caracterizada pelas fases de desagregação, transporte e deposição. A desagregação e o transporte são provocados respectivamente pelo impacto das gotas de chuva e escoamento superficial, proporcionando a erosão hídrica em uma área descoberta, cuja magnitude depende da variabilidade espacial e temporal das chuvas. Assim, nas regiões do globo terrestre, onde o clima varia expressivamente de uma estação para outra, é provável que a erosividade também varie.

Para grande parte dos agricultores do Sul de Minas Gerais, a erosão hídrica constitui um dos maiores problemas, em função da topografia movimentada, preparo do solo com revolvimento excessivo, queima dos resíduos da cultura anterior, baixa aplicação de insumos e manutenção do solo por longo período de tempo. Estes aspectos têm contribuído para a instabilidade de algumas áreas de produção agrícola, gerando a necessidade de recuperação de extensas áreas degradadas. Portanto, faz-se necessário avaliar os componentes

do processo erosivo para o desenvolvimento, adaptação e adoção de práticas conservacionistas.

Os objetivos deste trabalho foram: determinar a erosividade (EI_{30}), os padrões de chuvas erosivas para o período de 1986 a 2004 e relacionando-se às perdas de solo em Cambissolo Háplico Tb Distrófico típico (CXbd) e Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submetidos a três padrões de chuvas erosivas naturais; determinar através de distribuição probabilidade períodos de retorno para valores de erosividades mensais e anuais, para o município de Lavras, MG. Determinar o comportamento espacial das erosividades mensais e anuais, gerando-se mapas de krigagem para as mesmas, para a região do Sul do Estado de Minas Gerais.

CAPÍTULO 1

EROSIVIDADE E PADRÕES DE CHUVAS EROSIVAS PARA O MUNICÍPIO DE LAVRAS, MG.

RESUMO

AQUINO, Regimeire Freitas. **Erosividade e padrões de chuvas erosivas para o município de Lavras, MG.** 2005. 19 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

As características das chuvas de uma região podem determinar parte dos efeitos danosos da erosão hídrica. A variação da sua intensidade é uma dessas importantes características. Entretanto, pouco se sabe sobre os padrões de chuvas predominantes no Brasil. Este trabalho teve como objetivo determinar a erosividade (EI_{30}), os padrões de chuvas erosivas e sua distribuição para o município de Lavras, MG. Pluviogramas diários foram cedidos pelo Instituto de Meteorologia de Minas Gerais (INMET-MG), compreendendo o período de 1986 a 2004. Foi calculada a erosividade e as chuvas foram classificadas em padrões de acordo com a posição do pico de máxima intensidade. O valor da erosividade média anual foi de $5.634 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$, sendo classificada como alta. A precipitação média anual para o mesmo período foi de 1.353mm. Das 891 chuvas erosivas, 473 estiveram compreendidas no padrão avançado, perfazendo 53% do total das chuvas erosivas. O padrão intermediário alcançou 33% do total das chuvas erosivas e o padrão atrasado 14%. O padrão de chuva intermediário foi o que mais tendeu a acompanhar o valor da erosividade durante o ano.

* Comitê Orientador: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA (Co-orientador) e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co-orientador).

ABSTRACT

AQUINO, Regimeire Freitas. **Rainfall erosivity and rainfall erosivity pattern in Lavras, MG.** 2005. 18 p. Dissertation (Master Program in Soils and Nutrition of Plants) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The characteristics of the rain of a region can determine most of the harmful effect of the water erosion. The variation of its intensity is one of these important characteristics. However, little is known on the predominant rainfall standards in Brazil. This work had as objective to determine the erosivity (EI_{30}), the rainfall erosivity standards and its distribution in the dry and rainy periods in Lavras, MG. Graphical data daily had been yielded by the Institute of Meteorologia of Minas Gerais, understanding the period of 1986 the 2004. The erosivity was calculated and rainfall had been classified in pattern advanced, intermediate and delayed in accordance with the position of the peak of maximum intensity. The value of the annual average erosivity was of $5,634 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ year}^{-1}$, being classified as high. The annual average precipitation for the same period was of 1,353mm. Of 891 rainfall erosivity, 473 had been understood in the advanced standard, to amount to 53% of the total of rainfall erosivity. The intermediate pattern reached 33% of the total of rainfall erosivity and behind pattern 14%. The intermediate rainfall pattern was what more it tended to follow the value of the erosivity during the year. The advanced rainfall pattern is the pattern that more occurred in such a way for the totals of studied years, as for each studied year.

Guidance Committee: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Major Professors), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co- Major Professors).

1 INTRODUÇÃO

O potencial da chuva em causar erosão pode ser avaliado através de índices de erosividade que se baseiam nas características das chuvas de cada região. Wischmeier & Smith (1958) concluíram que o produto da energia cinética total pela intensidade máxima em trinta minutos (EI_{30}) é a relação que melhor expressa o potencial da chuva em causar erosão, considerando as fases de impacto das gotas de chuva, desagregação do solo, turbulência do fluxo e transporte das partículas.

Dentre os diferentes fatores de determinação da erosividade das chuvas no Brasil, o índice EI_{30} tem sido amplamente utilizado por vários pesquisadores, por apresentar boa correlação com as perdas de solo (Bertoni & Lombardi Neto, 1990; Marques et al., 1996; Morais et al., 1991; Oliveira Júnior & Medina, 1990; Roque et al., 2001; Rufino et al., 1993; Silva et al., 2000).

Segundo Foster et al. (1981) a erosividade da chuva para os EUA apresenta valores na ordem de $300 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ para a região oeste, $2.000 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ para a região a região central e $8.000 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ para a região sudeste, sendo classificadas como baixa, moderada e alta, respectivamente.

No Brasil, existem valores de erosividade determinados para várias regiões, que de acordo com Cogo (1988), apresentam uma amplitude de 5.000 a $12.000 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$. Dentre os estudos de erosividade, podem-se destacar os de Dedecek (1978) em Brasília (DF), que determinou o índice de erosividade, encontrando um valor de $8.319 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$. Utilizando dados de precipitação para um período de 22 anos, Val et al. (1986) avaliaram a erosividade das chuvas no Município de Lavras, MG, por meio do índice EI_{30} , obtendo o valor de $6.837 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$. Carvalho et al. (1989), em Mococa (SP), encontraram um valor de $7.747 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ para

dezenove anos de dados pluviométricos. Morais et al. (1991) determinaram o índice EI_{30} médios anuais para as estações de Barranquinho e Flechas, Município de Cáceres, sudoeste do Mato Grosso, cujos valores foram de 8.493 e 7.074 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, respectivamente. Silva et al. (1997) encontraram valores de erosividade para a região de Goiânia, GO, na ordem de 8.353 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. A erosividade para Sete Lagoas, MG, determinada por Maques et al. (1998), foi de 5.835 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Em Piraju, SP, Roque et al. (2001) determinaram a erosividade, cujo valor foi igual a 7.074 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Bertol et al. (2002) determinaram a erosividade para Lages, SC encontrando valores em torno de 7.466 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Em Teodoro Sampaio, SP, Colubro et al. (2002) determinaram a erosividade na ordem de 7.172 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹. Silva & Dias (2003), em Fortaleza, chegaram a um valor de 7.034 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹.

Edwards & Owens (1991) coletaram dados de 28 anos de perdas de solo em nove microbacias e concluíram que apenas cinco grandes chuvas foram responsáveis por 66% das perdas de solo ocorridas. Flanagan et al. (1988) enfatizaram que quando se estudam chuvas individuais com precipitação final igual, deve-se lembrar que somente a localização do pico de maior intensidade altera drasticamente os efeitos da erosão.

As chuvas são classificadas de acordo com sua intensidade em: chuva de padrão avançado, intermediário e atrasado, quando a localização dos picos de maior intensidade está no início, meio ou fim do período de duração da chuva, respectivamente (Horner & Jens, 1941, citados por Mehl et al., 2001).

Conhecer a relação entre intensidade, duração e frequência de chuvas por meio de análise de risco é de grande importância para a otimização no dimensionamento de obras de controle de erosão e de estruturas hidráulicas de fluxo para águas pluviais (Eltz et al., 1992 e Viera et al., 1998). A possível variação nos períodos de retorno nos diferentes padrões de chuva podem sugerir

mudanças no planejamento de obras de controle e de estruturas hidráulicas nas diferentes regiões climáticas do Brasil.

Dessa forma, torna-se importante a tipificação das chuvas naturais de cada região, para posterior utilização em pesquisas de perda de solo e água, bem como a determinação do período de retorno das chuvas de cada padrão.

São, pois, objetivos deste trabalho, determinar a erosividade (EI_{30}), os padrões de chuvas erosivas e sua distribuição para o município de Lavras (MG).

3 MATERIAL E MÉTODOS

O estudo foi realizado no Município de Lavras, MG, localizado na região Sul do Estado de Minas Gerais, entre as coordenadas 21° 14' de latitude sul e 45° 00' de longitude oeste. A altitude média da área é de 918,84 m. O clima é enquadrado, de acordo com a classificação de Köppen, como Cwa, com precipitação média anual de 1.529,7 mm. A temperatura média anual é de 19,4° C (Brasil, 1992).

Para este trabalho foram utilizados dados de pluviogramas obtidos junto ao Instituto de Meteorologia de Minas Gerais (INMET-MG) para o período de 1986 a 2004. A partir das precipitações, foram calculadas energias cinéticas totais das chuvas para cada evento. Foram consideradas chuvas individuais aquelas separadas por mais de 6 horas. As chuvas menores que 10mm, com intensidade máxima menor que 24mmh^{-1} em 15 minutos ou energia cinética menor que 3,6 MJ, foram consideradas não erosivas (De Maria, 1994). Para o cálculo da energia cinética (E_c), utilizou-se a equação 1 proposta por Wischmeier & Smith (1958):

$$E_c = 0,119 + 0,0873 \text{ Log } I, \quad (1)$$

em que E_c é a energia cinética em MJ (ha mm)⁻¹ e I é a intensidade da chuva em mmh⁻¹.

O índice EI_{30} foi obtido a partir da multiplicação da energia cinética total (E_c) de uma chuva erosiva pela intensidade máxima ocorrida em um período de 30 minutos consecutivos (I_{30}), segundo Wischmeier & Smith (1958).

Posteriormente, as chuvas erosivas individuais foram separadas por padrões de acordo com a classificação proposta por Horner & Jens (1941) e modificada por Mehl et al. (2001). Os padrões foram: chuva de padrão avançado, quando a maior intensidade ocorria em um período de tempo menor do que 30% do tempo total a partir do momento inicial da chuva; chuva de padrão intermediário, quando a maior intensidade ocorria num tempo situado entre 30% e 60% do tempo total a partir do início da chuva, e chuva de padrão atrasado, quando a maior intensidade ocorria passados mais de 60% por tempo total de duração da chuva a partir do seu início (Figura 1). A classificação inicial das chuvas proposta por Horner & Jens (1941), separava o tempo total de duração das chuvas em três partes iguais, ou seja, os padrões estariam entre 0 e 33,33; 33,33 e 66,6; 66,6 e 100% do tempo total de duração da chuva.

Figura 1. Representação dos padrões de chuvas utilizados neste trabalho. AV é a representação do padrão de chuva avançado; IN padrão de intermediário; AT padrão de chuva atrasado e CI e curva que representa a capacidade de infiltração de água no solo. Em negrito e a representação das possíveis capacidade de produzir escoamento em cada padrão de chuva.

Na Tabela 1 observa-se a classificação da erosividade segundo Foster et al. (1981), com modificações.

TABELA 1. Classificação da erosividade da chuva.

| Erosividade | Classificação |
|--|---------------|
| ----- MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹ ano ⁻¹ ----- | |
| < 300 | Muito baixa |
| 300 – 2.000 | Baixa |
| 2.000 – 4.000 | Moderada |
| 4.000 – 8.000 | Alta |
| > 8.000 | Muito Alta |

Foster et al. (1981) modificado.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os valores dos índices de erosividade (EI_{30}) mensais e anuais para o período estudado podem ser observados pela Tabela 2. Os valores de erosividade (EI_{30}) anuais tiveram uma amplitude 2.173 a 8.410 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, com os meses de outubro a março contribuíram com 91% da erosividade total, a média anual da erosividade foi de 5.634 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ considerada alta segundo a classificação de Foster et al. (1981) apresentada na tabela 1 e 16% menor que a encontrada por Val (1986) para a mesma localidade, 6.679 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹.

Embora a precipitação média durante o período tenha sido 11% menor que a média histórica, o valor da erosividade não está ligado à quantidade precipitada, e sim, a sua intensidade (Campos Filho et al., 1992). Portanto, é de se esperar que este valor não sofra grandes alterações com a ocorrência de anos mais pluviosos. Entretanto, é necessária que haja continuidade de obtenção de dados, visando dispor sempre de índices representativos.

De acordo com Rufino (1986), valores de erosividade mensal acima de 500 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ mês⁻¹ podem ser considerados como críticos. Neste estudo, em vários meses foram observados valores muito acima deste valor crítico, evidenciando necessidade de se manter o manejo conservacionista na área de estudo, evitando, desta forma, que eventos de chuvas com alto poder erosivo coincidam com o solo descoberto. O conhecimento das épocas do ano (outubro a março em que os riscos de erosão são mais iminentes é de fundamental importância para o planejamento das atividades de uso do solo.

TABELA 2. Valores mensais e anuais de erosividade(EI_{30}), $MJmm\ ha^{-1}\ h^{-1}\ ano^{-1}$, para o período de estudo.

| Mês | Jan | Fev | Mar | Abr | Mai | Jun | Jul | Ago | Set | Out | Nov | Dez | Anual |
|-------|------|------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|--------|
| Ano | | | | | | | | | | | | | |
| 1986 | 99 | 1047 | 270 | 191 | 413 | 0 | 168 | 112 | 56 | 153 | 805 | 3103 | 6417 |
| 1987 | 743 | 1498 | 2485 | 17 | 26 | 62 | 0 | 20 | 0 | 455 | 165 | 1198 | 6669 |
| 1988 | 436 | 471 | 441 | 31 | 0 | 12 | 0 | 0 | 0 | 913 | 980 | 722 | 4006 |
| 1889 | 1405 | 2036 | 914 | 14 | 0 | 47 | 0 | 0 | 73 | 41 | 146 | 928 | 5604 |
| 1990 | 241 | 567 | 326 | 227 | 0 | 0 | 0 | * | * | * | * | | 1361** |
| 1991 | * | * | * | * | * | * | * | * | * | * | 398 | 840 | 1238** |
| 1992 | 3071 | 293 | 0 | 0 | 0 | 0 | 9 | 84 | 304 | 713 | 1604 | 541 | 6619 |
| 1993 | 199 | 845 | 247 | 89 | 26 | 40 | 0 | 0 | 336 | 66 | 213 | 718 | 2779 |
| 1994 | 743 | 1498 | 2485 | 17 | 26 | 62 | 0 | 0 | 0 | 456 | 169 | 1198 | 6654 |
| 1995 | 564 | 2276 | 284 | 0 | 229 | 0 | 0 | 0 | 72 | 347 | 722 | 1266 | 5760 |
| 1996 | 819 | 3154 | 295 | 332 | 342 | 13 | 0 | 129 | 330 | 374 | 1334 | 1288 | 8410 |
| 1997 | 1334 | 443 | 280 | 203 | 114 | 30 | 0 | 0 | 74 | 131 | 982 | 2222 | 5813 |
| 1998 | 344 | 538 | 599 | 6 | 325 | 0 | 0 | 105 | 5 | 474 | 391 | 680 | 3467 |
| 1999 | 1474 | 349 | 814 | 31 | 7 | 5 | 0 | 0 | 27 | 0 | 187 | 2572 | 5466 |
| 2000 | 3429 | 283 | 995 | 7 | 1 | 0 | 8 | 3 | 268 | 23 | 883 | 1049 | 6949 |
| 2001 | 907 | 27 | 553 | 5 | 132 | 0 | 0 | 10 | 160 | 558 | 2635 | 1185 | 6172 |
| 2002 | 23 | 99 | 207 | 0 | 32 | 0 | 22 | 19 | 6 | 108 | 943 | 714 | 2173 |
| 2003 | 1699 | 110 | 551 | 69 | 196 | 0 | 14 | 0 | 4 | 13 | 1094 | 1934 | 5684 |
| 2004 | 923 | 2379 | 815 | 200 | 671 | 33 | 91 | 0 | 2 | 156 | 332 | 1530 | 7132 |
| Média | 1025 | 995 | 698 | 80 | 141 | 17 | 17 | 28 | 101 | 293 | 777 | 1316 | 5634 |

* Meses sem registros nos pluviogramas. ** Dados não considerados.

Na Figura 2 observa-se a distribuição da precipitação e da erosividade média durante o ano. Os valores de erosividade acompanham as mesmas tendências de distribuição dos valores de precipitação. Assim, nos meses mais chuvosos, de outubro a março, ocorrem os maiores valores da erosividade, a qual, por sua vez, diminui para o período de abril a setembro, quando são baixos os valores das precipitações mensais. Esse comportamento, também foi observado por outros pesquisadores (Bertol, 1994; Carvalho et al., 1989; Carvalho et al., 1997; Cogo et al., 1978; Lombardi Neto, 1977; Marques, 1996;

Morais et al., 1991; Oliveira Júnior & Medina, 1990; Pissara et al., 2000; Val et al., 1986; Roque et al., 2001).

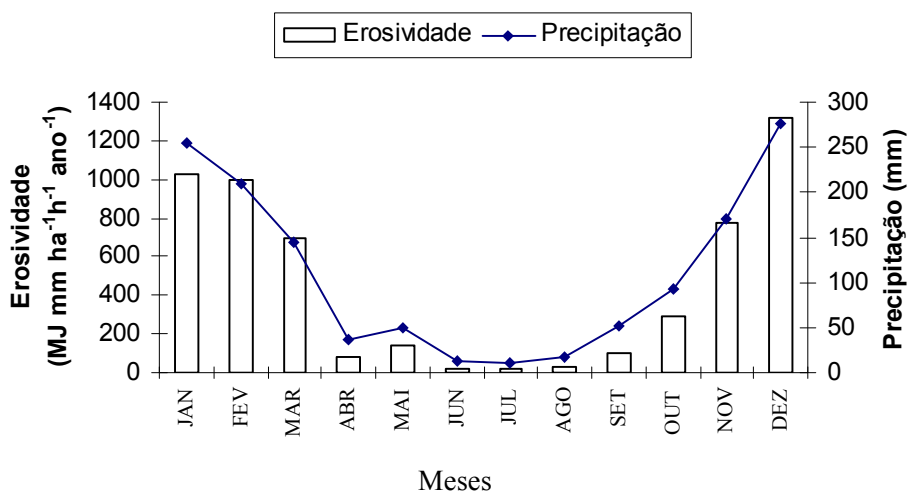


FIGURA 2. Distribuição da erosividade média e precipitação média para o período de estudo.

Na Tabela 3 são apresentados a quantidade e a porcentagem de chuvas erosivas nos três padrões estudados durante os dezenove anos de registros pluviométricos. Das 891 chuvas erosivas, 473 (53%) estiveram compreendidas no padrão avançado, 294 (33%) para o padrão intermediário e 124 (14%) para o padrão atrasado.

TABELA 3. Número e porcentagem de chuvas erosivas para os três padrões de chuvas estudado.

| Padrões de chuva erosiva | Quantidade de chuva | Porcentagem (%) |
|--------------------------|---------------------|-----------------|
| Avançado | 473 | 53 |
| Intermediário | 294 | 33 |
| Atrasado | 124 | 14 |

Os totais das distribuições dos padrões para cada mês podem ser observados na Tabela 4. É possível observar, também, com o auxílio da Tabela 2, a predominância do padrão avançado para as chuvas na região de Lavras, MG. No entanto, analisando-se este mesmo comportamento, porém, ao longo do ano, verifica-se que durante o período chuvoso (out-março), há maior predominância do padrão avançado sobre os demais, com diminuição gradual deste nos meses de abril e maio, com aumento do padrão intermediário. Durante o período de estiagem, verificou-se que não há predominância de padrões, havendo, inclusive, maior frequência do padrão intermediário sobre o avançado no mês de agosto. Este comportamento está intimamente associado com as características das chuvas, uma vez que, durante o período chuvoso há considerável participação de precipitações convectivas, as quais possuem alta intensidade e curta duração, e estas características influenciam no comportamento dos padrões. As chuvas predominantes no período seco, normalmente constituem-se de frentes frias, chuvas frontais, com baixa a média intensidade e longa duração, favorecendo, especialmente, chuvas intermediárias.

Tabela 4. Distribuição dos três padrões de chuva durante o ano e os totais mensais e anuais dos mesmos.

| Meses | Padrão de Chuva Erosiva | | | Total |
|-------|-------------------------|---------------|----------|-------|
| | Avançado | Intermediário | Atrasado | |
| Jan | 87 (53) | 52 (31) | 27 (16) | 166 |
| Fev | 78 (58) | 39 (29) | 17 (13) | 134 |
| Mar | 56 (61) | 24 (26) | 12 (13) | 92 |
| Abr | 27 (63) | 13 (30) | 3 (7) | 43 |
| Mai | 20 (55) | 14 (39) | 2 (6) | 36 |
| Jun | 7 (54) | 6 (46) | 0 (0) | 13 |
| Jul | 5 (50) | 5 (50) | 0 (0) | 10 |
| Ago | 7 (47) | 7 (47) | 1 (6) | 15 |
| Set | 15 (39) | 19 (50) | 4 (11) | 38 |
| Out | 39 (58) | 18 (27) | 10 (15) | 67 |
| Nov | 61 (58) | 34 (32) | 11 (10) | 106 |
| Dez | 69 (47) | 53 (36) | 26 (17) | 148 |
| Total | 471 | 284 | 113 | 868 |

Em parêntese estão as porcentagem do número de chuva que ocorreu em cada padrão durante o ano. * Estão excluídos os anos de 1990 e 1991.

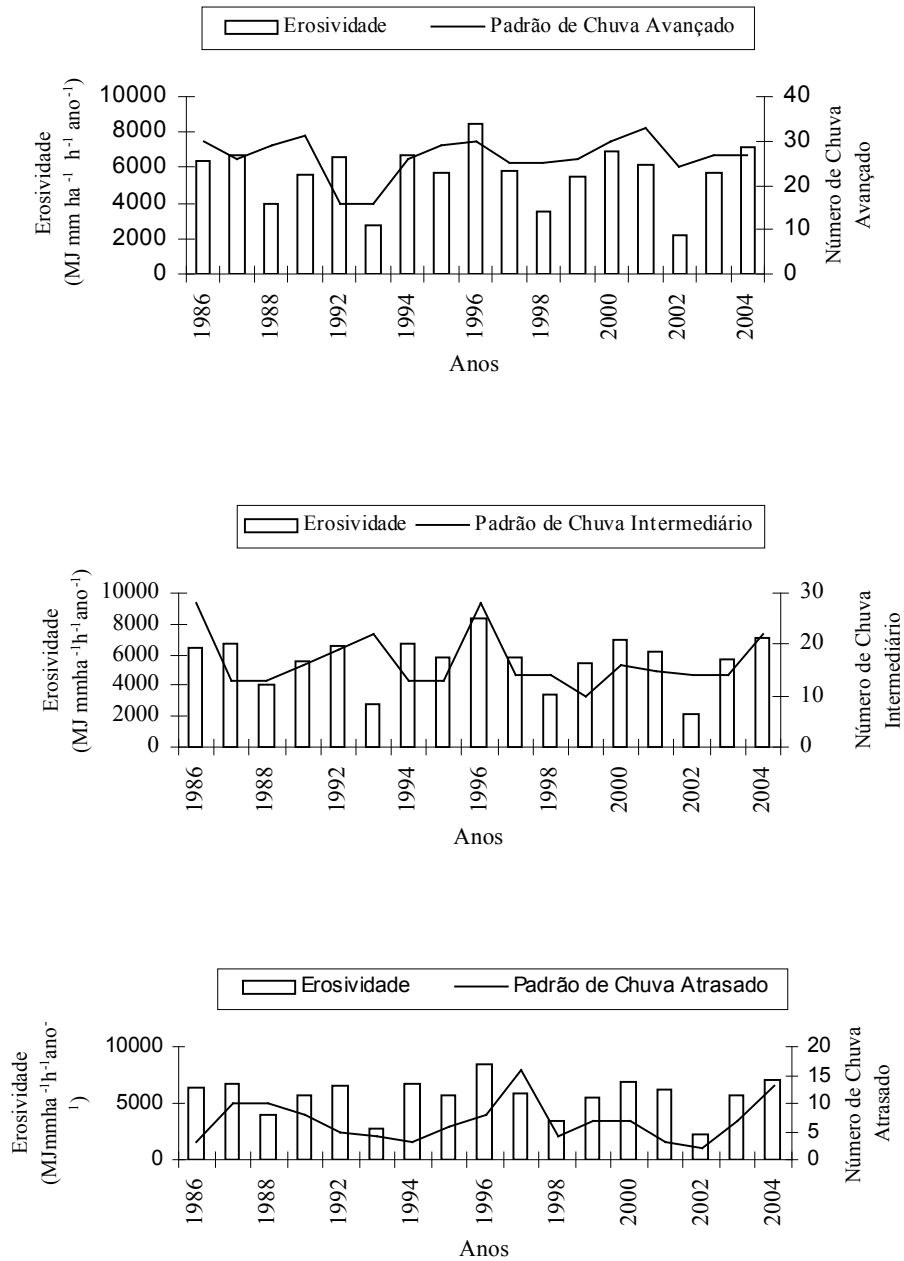
O período chuvoso da região, que vai de outubro a março, concentra os maiores valores de ocorrência de chuvas erosivas, totalizando 82% do total das chuvas erosivas. Apenas as chuvas de padrão avançado do período chuvoso, são responsáveis por 40% do total de chuvas erosivas.

Na Figura 4 é possível observar as tendências dos três padrões de chuva erosiva com as erosividades mensais. Nota-se que ocorre um comportamento bem distinto entre os três padrões de chuva durante o ano. É interessante observar que o padrão de chuva intermediário foi o que mais apresentou tendência de acompanhar a distribuição da erosividade durante o ano, podendo

ser o padrão que está mais relacionado com o comportamento da erosividade. Isto significa que em anos com baixa erosividade, o número de chuvas com padrão intermediário foi menor e da mesma forma, quando a erosividade anual foi alta, verifica-se aumento do número de chuvas com padrão intermediário em relação ao ano anterior, havendo exceções, como para os anos de 1986, 1993, 1999 e 2002.

É interessante destacar que o comportamento do número de chuvas com padrão avançado possui menor oscilação que os demais, não acompanhando o comportamento da erosividade anual. O padrão atrasado apresenta considerável oscilação no seu número de ocorrências, contudo, de forma inversa ao verificado para o padrão intermediário.

FIGURA 4. Tendências dos três padrões de chuvas erosivas com as erosividades médias anuais.



5 CONCLUSÕES

1. O valor da erosividade média anual foi de $5.634 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$, sendo a erosividade da chuva para região de Lavras, classificada como alta. A precipitação média anual para o mesmo período foi de 1.353mm.
2. O padrão de chuva avançado é o padrão que mais ocorreu tanto para os totais estudados, como para cada ano estudado. Além disto, verificou-se predominância do padrão avançado no período chuvoso sobre o intermediário e no período seco, não foi possível verificar o mesmo comportamento, havendo igualdade entre os padrões avançado e intermediário. Do total das chuvas erosivas estudadas, 82% ocorreu no período chuvoso da região que vai de outubro a março.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERTOL, I. Avaliação da erosividade da chuva na localidade de Campos Novos (SC) no período de 1981-1990. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 29, n. 1, p. 453-458, 1994.

BERTOL, I.; SCHICK, J.; BATISTELA, O.; LEITE, D.; VISENTIN, D.; COGO, N. P. Erosividade das chuvas e sua distribuição entre 1989 e 1998 no município de Lages (SC). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 26, n. 2, p. 455-464, jan. 2002.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. **Conservação do solo**. Piracicaba: Ícone, 1990. 355 p.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Normais Climáticas (1961-1990)**. Brasília: Secretaria Nacional de Irrigação. Departamento Nacional de Meteorologia, 1992. 84 p.

CAMPOS FILHO, O. R.; SILVA, I. F.; ANDRADE, A. P.; LUPRUN, J. C. Erosividade da chuva e erodibilidade do solo no agreste de Pernambuco. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 27, n. 9, p. 1363-1370, set. 1992.

CARVALHO, M. P.; LOMBERDI NETO, F.; VASQUES FILHO, J.; CATANEO, A. Erosividade da chuva de Mococa (SP) analisada pelo índice EI₃₀. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 13, n. 2, p. 243-249, maio/ago. 1989.

CARVALHO, M. P.; PISSARRA, T. C.; PAULINHO, H. B. Erosividade da chuva de Selvíria (MS): distribuição, período de retorno e probabilidade de ocorrência. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 26., 1997, Rio de Janeiro. **Anais...** Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1997. 1 CD-ROM

COGO, N. P. Conceitos e princípios científicos envolvidos no manejo de solo para fins de controle da erosão hídrica. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 21., 1988, Campinas. **Anais...** Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1988. p. 251-262.

COGO, N. P.; DREWS, C. R.; GIANELLO, C. Índice de erosividade das chuvas dos municípios de Guaíba, Ijuí e Passo Fundo, no estado do Rio Grande do Sul. In: ENCONTRO NACIONAL DE PESQUISAS SOBRE CONSERVAÇÃO DO SOLO, 2., 1978, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: CNPT/SNLCS-EMBRAPA. 1978. p. 145-152.

COLONDRO, G.; CARVALHO, M. P.; ROQUE, C. G.; PRADO, R. M. Erosividade da chuva: Distribuição e correlação com a precipitação pluviométrica de Teodoro Sampaio (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 26, n. 3, p. 809-818, jul./set. 2002.

DE MARIA, I. C. Cálculo da erosividade da chuva. In: INSTITUTO AGRONÔMICO DE CAMPINAS. **Manual de programas de processamento de dados de campos e de laboratório para fins de experimentação em conservação do solo**. Campinas: IAC-SCS, 1994.

DEDECEK, R. A. Capacidade erosiva das chuvas de Brasília – DF. In: ENCONTRO NACIONAL DE PESQUISA SOBRE CONSERVAÇÃO DO SOLO, 2., 1978, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: EMBRAPA-SNLCS, 1978. p. 157-161.

EDWARDS, W. M.; OWENS, L. B. Large storm effects on total soil erosion. **Soil Water Conservation Engineering**, Ankeny, v. 46, n. 1, p. 74-78, Jan./Feb. 1991.

ELTZ, F. L. F.; REICHERT, J. M.; CASSOL, E. A. Período de retorno de chuvas em Santa Maria, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 16, n. 2, p. 265-269, maio/ago. 1992.

FLANAGAN, D. C.; FOSTER, G. R.; MOLDENHAUER, W. C. Storm pattern effect on infiltration, runoff, and erosion. **Transaction America Society of Civil Engineering**, Joseph, v. 31, n. 2, p. 414-420, Mar./Apr. 1988.

FOSTER, G. R.; McCOOL, D. K.; RENARD, K. G.; MOLDENHAUER, W. C. Conversion of the universal soil loss equation to SI metric units. **Journal of Soil and Water Conservation**, Ankeny, v. 36, n. 6, p. 355-359, 1981.

HORNER, W. W.; JENS, S. W. Surface runoff determination from rainfall without using coefficients. **Transaction America Society of Civil Engineering**, Joseph, v. 107, n. 6, p. 1039-1117, Nov./Dec. 1941.

LOMBARDI NETO, F. **Rainfall erosivity – its distribution and relationship with soil loss at Campinas, Brazil.** 1977. 53 p. Dissertação (Mestrado) - Purdue University, West Lafayette.

MARQUES, J. J. G. S. M. **Estimativas e comparações dos fatores erosividade das chuvas e erodibilidade de solos com horizonte B textural no Brasil.** 1996. 119 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

MARQUES, J. J. G. S. M.; ALVARENGA, R. C.; CURI, N. Erosividade das chuvas na região de Sete Lagoas, MG. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 33, n. 5, p. 761-768, maio 1998.

MEHL, H. U.; F. L. F.; REICHERT, J. M.; DIDONÉ, I. A. Caracterização de padrões de chuvas ocorrentes em Santa Maria (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 2, p. 475-483, abr./jun. 2001.

MORAIS, L. F. B.; SILVA, V.; NASCHENVEN, T. M. C; HARDOIN, P. C.; ALMEIDA, J. E. L.; WEBER, O. L. S.; BOEL, E.; DURIGON, V. Índice EI₃₀ e sua relação com o coeficiente de chuva do sudoeste do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 15, n. 3, p. 339-344, set./dez. 1991.

OLIVEIRA JÚNIOR, R. C.; MEDINA, B. F. A erosividade das chuvas em Manaus (AM). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 14, n. 2, p. 235-239, abr./jun. 1990.

PISSARRA, T. C. T.; CARVALHO, M. P.; CHUEIRE, F. B. Erosividade da chuva de Preira Barreto (SO): distribuição, período de retorno e probabilidade de ocorrência. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 13., Ilhéus, 2000. **Anais...** Ilhéus: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. 1 CD-ROM

ROQUE, C. G.; CARVALHO, M. P.; PRADO, R. M. Fator erosividade da chuva de Piraju (SP): Distribuição, probabilidade de ocorrência, Período de retorno e correlação com o coeficiente de chuva. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 1, p. 147-156, jan./mar. 2001.

RUFINO, R. L. Avaliação do potencial erosivo da chuva para o Estado do Paraná: Segunda Aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, n. 3, p. 279-281, set./dez. 1986.

RUFINO, R. L.; BISCAI, R. C. M.; MERTEN, G. H. Determinação do potencial erosivo da chuva do Estado do Paraná, através da pluviometria: terceira aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, n. 3, p. 439-444, set./dez. 1993.

SILVA, J. R. C.; DIAS, S. A erosividade das chuvas em Fortaleza (CE). II – Correlação com o coeficiente de chuva e atualização do fator R no período de 1962 a 2000. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Voçosa, v. 10, n. 2, p. 347-354, maio/ago. 2003.

SILVA, M. L. N.; CURTI, N.; LIMA, J. M.; FERREIRA, M. M. Avaliação de métodos indiretos de determinação da erodibilidade de Latossolos Brasileiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 35, n. 6, p. 1207-1220, jun. 2000.

SILVA, M. L. N.; FREITAS, P. L.; BLANCANEUX, P.; CURTI, N. Índice de erosividade das chuvas da Região de Goiânia (GO). **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 32, n. 10, p. 977-985, out. 1997.

VAL, L. A.; BAHIA, V. G.; FREIRE, J. C.; DIAS JÚNIOR, M. S. Erosividade das chuvas em Lavras – MG. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 199-209, jul./dez. 1986.

VIEIRA, D. B.; LOMBARDI NETO, F.; SANTOS, R. P. Relação entre intensidade, duração e frequência de chuvas em Mococa, SP. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 33, n. 8, p. 1215-1220, ago. 1998.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. Rainfall energy and its relationship to soil loss. **Transaction American Geophys Union**, Washington, v. 39, p. 285-291, 1958.

CAPÍTULO 2

PERDAS DE SOLO EM CAMBISSOLO E LATOSSOLO VERMELHO EM RELAÇÃO A TRÊS PADRÕES DE CHUVAS EROSIVAS PARA LAVRAS, MG.

RESUMO

AQUINO, Regimeire Freitas. **Perdas de solo de um Cambissolo e Latossolo vermelho em relação a três padrões de chuvas erosivas para Lavras (MG)**. 2005. 20 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

A erosão hídrica é grandemente afetada pelas características físicas da chuva, entretanto, poucas pesquisas no Brasil têm-se dedicado a estudar estas características. A obtenção de melhor correlação entre as perdas de solo e o índice de erosividade da chuva EI_{30} é dificultada pela falta de conhecimento das características físicas da chuva. Chuvas com a mesma erosividade podem provocar perdas de solo diferentes, dependendo da umidade antecedente à chuva e da variação da intensidade durante a chuva pela ocorrência de picos de alta intensidade em momentos diferentes do evento. Este trabalho teve como objetivo relacionar as perdas de solo em Cambissolo Háplico Tb distrófico típico (CXbd) e Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submetidos a três padrões de chuvas erosivas naturais. Foram utilizados pluviogramas obtidos junto ao INMET – MG, no período de agosto de 1998 a dezembro de 2002. As coletas foram realizadas logo após cada evento de chuva erosiva. Das 139 chuvas erosivas com perda de solo para o CXbd, 60% se concentrou no padrão avançado, totalizando uma perda de $772,82 \text{ Mg ha}^{-1}$, 25% encontraram-se no padrão intermediário, com $216,85 \text{ Mg ha}^{-1}$ e 15% no padrão de chuva atrasado, com perda de solo equivalente a $143,15 \text{ Mg ha}^{-1}$. Já para o LVdf, das 93 chuvas erosivas com perda de solo, 58% caracterizou-se no padrão avançado, representando $37,84 \text{ Mg ha}^{-1}$ de perda de solo, 26% no padrão intermediário, com $7,47 \text{ Mg ha}^{-1}$ de perda de solo e 16% no padrão atrasado, com perda de $5,62 \text{ Mg ha}^{-1}$. Observou-se que para um mesmo período houve uma diferença significativa em relação à magnitude da erosão para solos estudados. As maiores perdas de solo foram encontradas no CXbd.

* Comitê Orientador: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA

ABSTRACT

AQUINO, Regimeire Freitas. **Interrill soil in Cambissolo and Latossolo in relation the three rainfall erosivity patterns in Lavras (MG)**. 2005. 20 p. Dissertation (Master Program in Soils and Nutrition of Plants) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The rainfall erosivity greatly is affected by the physical characteristics of rainfall, however, few research in Brazil is had dedicated to study these characteristics. The attainment of better correlation between the soil loss and the index of erosivity of rain EI_{30} is made it difficult by the lack of knowledge of the physical characteristics of rainfall. Rainfalls with the same erosivity can provoke different soil loss, depending on the antecedent humidity to rainfall and on the variation of the intensity during rain for the occurrence of peaks of high intensity at different moments of the event. This work had as objective to relationship the soil loss in Cambissolo Háplico Tb distrófico típico (CXbd) and Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submitted the three natural rainfall erosivity pattern. Graphical data gotten together to INMET-MG for a period of August of 1998 had been used the December of 2002. The collections had been carried soon through after each rainfall erosivity event. Of 139 rainfall erosivity with soil loss for the CXbd, 60% if concentrated in the pattern advanced, totalizing a loss of 772,82 Mg ha⁻¹, 25% had met in the intermediate pattern, with 216,85 Mg ha⁻¹ and 15% in the delayed rainfall pattern, with soil loss the 143,15 equivalent Mg ha⁻¹. Already for the LVdf, of 93 rainfall erosivity with soil loss, 58% was characterized in the advanced pattern, representing 37,84 Mg ha⁻¹ of soil loss, 26% in the intermediate pattern, with 7,47 Mg ha⁻¹ of soil loss and 16% in the delayed pattern, with 5,62 loss of Mg ha⁻¹. It was observed that for one exactly period had a significant difference in relation to the soil loss for studied ground. The biggest soil loss had been found for the advanced pattern, notably in the CXbd.

Guidance Committee: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Major Professors), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co- Major Professors).

CAPÍTULO 2

1 INTRODUÇÃO

O produto da energia cinética da chuva pela sua intensidade máxima em 30 minutos é chamado de EI_{30} (Wischmeier & Smith, 1958), e tem sido muito usado como índice de erosividade padrão na Equação Universal de Perda de Solo, EUPS. Este índice confere o valor local do fator chuva e, conseqüentemente, a universalidade do uso da equação de perdas de solo. Mesmo assim, outros parâmetros de chuva têm sido propostos como base para a estimativa da erosividade de chuvas. Kinnell (1981) comenta, que, para uma mesma intensidade de chuva, sua capacidade erosiva varia de acordo com o tipo de chuva (convectiva, frontal, orográfica) e localização, especialmente altitude.

Os fatores que controlam a capacidade de infiltração da água da chuva no solo são também os determinantes do volume da enxurrada e conseqüentes perdas de solo e água pela erosão hídrica, entretanto, estão relacionados como: selamento superficial, umidade antecedente, micro e macro relevo, e outros (Huggins & Burney, 1982). Dificilmente chuvas de energia cinéticas similares encontram o solo em condições idênticas, resultando em perdas de solo conseqüentemente distintas.

O potencial da chuva de provocar erosão hídrica pode ser melhor estimada a partir de correlações entre os parâmetros erosividade da chuva, da enxurrada e as perdas de solo (Carvalho, 1993; Wischmeier & Smith, 1978). Wischmeier & Smith (1958), ao estudarem as relações entre a energia cinética e as perdas de solo, obtiveram alto coeficiente de correlação ($r = 0,98$). O parâmetro erosividade da chuva EI_{30} foi estabelecido num trabalho clássico realizado por Wischmeier & Smith (1958).

Estatisticamente, o parâmetro EI_{30} foi capaz de explicar entre 72 e 97% das perdas de solo causadas por chuvas erosivas. Moraes (1986), estudando a correlação entre a energia cinética da chuva e as perdas de solo de três locais, do Estado do Rio Grande do Sul, obteve os seguintes coeficientes de correlação 0,57, em Itajaí; 0,66, em Santa Maria e 0,71 em Guaíba.

Marques et al. (1997), observaram que as perdas de solo no Podzólico Vermelho-Amarelo mostraram-se mais relacionadas à erosividade que as do Latossolo Vermelho-Escuro. No, entanto, os coeficientes de correlação mantiveram-se altos para ambos os solos. Tais coeficientes são semelhantes ou ligeiramente superiores aos obtidos para outras localidades brasileiras, porém, foram inferiores aos encontrados em outros países (Cantalice & Margolis, 1993).

Estudando os efeitos da forma do declive, energia e intensidade da chuva nas perdas de solo e água, Meyer & Harmon (1992) concluíram que, dentre as variáveis estudadas, a intensidade da chuva é a que tem maior influência na erosão. Com base nos resultados obtidos, os autores enfatizaram a importância da simulação de chuvas com características mais próximas possíveis das chuvas naturais, em experimentos de erosão hídrica.

Os trabalhos de perdas de solo e água, utilizando aparelhos simuladores de chuva, são uma maneira de apressar a obtenção de dados importantes a respeito de práticas de manejo do solo e culturas, visando à conservação do solo e da água. Segundo Agassi & Bradford (1999), a principal limitação na utilização de chuva simulada é a impossibilidade de reproduzir as características das chuvas naturais em termos de intensidade, duração e energia de impacto das gotas de chuva. Relataram, também, as dificuldades de se compararem os resultados obtidos, tendo em vista o uso de grande variedade de simuladores de chuva, intensidade de chuva e tipos de parcela.

Nos estudos de perdas de solo e água por erosão, vem sendo utilizada a aplicação de chuvas simuladas de intensidade constante. Com isso,

negligenciam-se importantes componentes da chuva natural, que é a variação da intensidade durante a sua ocorrência. As características das chuvas mudam de região para região e, assim, um único padrão pode não ser o mais representativo para todas as regiões (Eltz et al., 2001).

Portanto, este trabalho teve como objetivo determinar as perdas de solo em Cambissolo háplico Tb distrófico típico (CXbd) e Latossolo Vermelho distroférico típico (LVdf) submetidos a três padrões de chuvas erosivas naturais.

3 MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi realizado em área experimental do Departamento de Ciência do Solo da Universidade Federal de Lavras (UFLA), localizado na Região Sul do Estado de Minas Gerais. As perdas de solo utilizadas para a realização deste trabalho foram obtidas junto ao trabalho de Silva (2003), onde foram estudados um Cambissolo Háplico Tb Distrófico típico (CXbd) e um Latossolo Vermelho Distroférico típico (LVdf). Conforme as observações feitas pelo autor, o CXbd apresentava espessura do sólum de 36cm, sendo enquadrado como raso, ao passo que o LVdf é enquadrado como muito profundo (>200cm).

O experimento foi conduzido entre janeiro de 1998 e dezembro de 2002 no campus da UFLA. A unidade experimental foi constituída de uma parcela com declive de $0,15 \text{ m m}^{-1}$ no CXbd e a parcela do LVdf com declive de $0,12 \text{ m m}^{-1}$, com aproximadamente 26 m^2 ($3 \times 8,67 \text{ m}$) e ambas delimitadas por chapas galvanizadas cravadas a 20cm de profundidade no solo e com 20cm de altura a partir da superfície do mesmo. Na parte inferior das parcelas foram instaladas calhas coletoras que conduzem a enxurrada para dois tanques de 225L cada, interligados por um divisor tipo Geib com 9 janelas, sendo que a coleta no segundo tanque corresponde a $1/9$ da enxurrada total.

No início do experimento, Silva (2003) realizou uma aração com arado de disco e duas gradagem leves, todas no sentido do declive. Para quantificar as perdas de solo foram coletadas amostras segundo Cogo (1978a,b) após cada evento de chuva.

Para o cálculo da erosividade foram utilizados registros contínuos de dados pluviométricos de Lavras, MG, do período entre janeiro de 1998 e dezembro de 2002, obtidos junto ao INMET, MG (Instituto Nacional de Meteorologia de Minas Gerais). Após terem sido cotadas manualmente em segmentos de intensidade uniforme, determinaram-se as energias cinéticas totais das chuvas para cada evento, com auxílio de um programa computacional específico desenvolvido por Cataneo et al. (1982), que calcula a energia cinética segundo Wischmeier & Smith (1958).

As chuvas erosivas foram separadas por padrões de acordo com a classificação proposta por Horner & Jens (1941) e modificada por Mehl et al. (2001). Após determinados os padrões das chuvas, as perdas de solo coletadas após cada evento de chuva foram separadas para cada padrão correspondente.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1, observam-se os padrões de chuva, número de chuvas erosivas e as perdas de solo. Das 139 chuvas erosivas com perda de solo para o CXbd, 60% se concentrou no padrão avançado, totalizando uma perda de 415,85 Mg ha⁻¹, 25% encontraram-se no padrão intermediário, com 216,85 Mg ha⁻¹ e 15% no padrão de chuva atrasado, com perda de solo equivalente a 143,15 Mg ha⁻¹. Já para o LVdf, das 93 chuvas erosivas com perda de solo, 58% caracterizou-se no padrão avançado, representando 37,84 Mg ha⁻¹ de perda de solo, 26% no padrão intermediário, com 7,47 Mg ha⁻¹ de perda de solo e 16% no padrão atrasado, com perda de 5,62 Mg ha⁻¹.

Tabela 1. Número de chuvas erosivas, perda de solo e porcentagem de perdas de solo para três padrões de chuvas erosivas natural.

| | CXbd | | | | LVdf | | | |
|--------------------------------------|--------|--------|--------|--------|-------|------|------|-------|
| | AV | IN | AT | Total | AV | IN | AT | Total |
| Número de chuvas erosivas | 83 | 35 | 21 | 139 | 54 | 24 | 15 | 93 |
| Perda de solo (Mg ha ⁻¹) | 415,82 | 216,85 | 143,15 | 775,82 | 37,84 | 7,47 | 5,62 | 70,93 |
| Porcentagem de perda de solo | 54 | 28 | 18 | 100 | 74 | 15 | 11 | 100 |

AV = Padrão de chuva erosiva avançado; IN = padrão de chuva erosiva intermediária; AT = padrão de chuva erosiva atrasada.

É interessante observar a diferença de perda de solo entre o CXbd e LVdf para uma mesma chuva ocorrida no dia 24 de janeiro de 2000. Com apenas 4 horas de duração, a chuva apresentou um potencial erosivo (EI₃₀), de 1663 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹, com perdas de solo de 39,13 e 1,8 Mg ha⁻¹ para o CXbd e LVdf, respectivamente. A intensidade de pico que caracterizou a chuva como padrão avançado foi de 134 mm h⁻¹ ocorrendo 1 hora e meia após o início da chuva. A precipitação acumulada até a ocorrência do pico de maior intensidade foi de 67 mm, totalizando 77,7% da precipitação total Tabela 2.

Tabela 2. Características das chuvas para Lavras, MG.

| DATA DA CHUVA | El ₃₀ | PERDA SOLO | (I) DO PICO MÁX. | (I) MÉDIA CHUVA | PREC. ATÉ PICO MÁX. | PREC. TOTAL CHUVA | TEMPO ATÉ PICO MÁX. | TEMPO TOTAL CHUVA |
|--|--|----------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| (Dia) | (MJmm ha ⁻¹ h ⁻¹) | (Mg ha-1) | (mm h ⁻¹) | (mm h ⁻¹) | (mm) | (mm) | (horas) | (horas) |
| CHUVAS COM PICO DE INTENSIDADE DE PADRÃO AVANÇADO | | | | | | | | |
| Cambissolo (CXbd) e Latossolo(LVdf)* | | | | | | | | |
| 24/01/00 | 1663 | 39,13 1,8* | 134 | 30 | 67 | 85,9 | 1,62 | 4,03 |
| 01/02/00 | 110 | 12,21 4,3* | 144 | 18 | 12,4 | 17,4 | 0,67 | 4,17 |
| 06/10/98 | 156 | 59,68 0* | 120 | 27 | 14,2 | 19,2 | 0,17 | 2,33 |
| CHUVA COM PICO DE INTENSIDADE DE PADRÃO INTERMEDIÁRIO | | | | | | | | |
| 06/12/98 | 441 | 43,42 0,08* | 110 | 12 | 18,9 | 41,2 | 7,67 | 16 |
| CHUVA COM PICO DE INTENSIDADE DE PADRÃO ATRASADO | | | | | | | | |
| 25/01/00 | 1084 | 49,11 1,80* | 65 | 41 | 67,2 | 78,1 | 2,5 | 2,67 |

(I) é a intensidade; Prec. é a precipitação.

Outra chuva caracterizada como padrão avançado, com intensidade de pico igual a 300 mm h⁻¹, ocorrida no dia 17 de novembro de 2001, com 6 horas de duração, apresentou potencial erosivo igual a 2231 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ e perda de solo para o CXbd de 58,24 Mg ha⁻¹ e 27,58 Mg ha⁻¹ para o LVdf. A precipitação ocorrida até o momento do pico de maior intensidade foi apenas 8% do total, no entanto, o tempo para ocorrência deste pico foi de apenas 2 minutos.

No dia 1 de fevereiro de 2000, uma chuva com 110 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ de erosividade e intensidade de pico que caracterizou o padrão da chuva como avançado igual a 144 mm h⁻¹ ocasionou uma perda de solo de 12,21 Mg ha⁻¹ para o CXbd e 4,3 Mg ha⁻¹ para o LVdf. A duração da chuva foi de 4 horas e a ocorrência do pico de maior intensidade 40 minutos após o início da chuva e com 70% da precipitação ocorrida.

Estes exemplos demonstram a necessidade da obtenção de melhor correlação entre as perdas de solo e as variáveis que compõem o índice de erosividade da chuva (EI_{30}) que é dificultada pela falta de conhecimento das características físicas da chuva, pois as perdas de solo estão relacionadas não apenas ao potencial erosivo destas, mas também a localização do pico de maior intensidade, a umidade antecedente à chuva e também à umidade antecedente ao pico de maior intensidade.

Outro exemplo onde a precipitação antecedente ao pico de maior intensidade, em chuvas de rápida duração, é alta, pode ser observado no 6 de outubro de 1998, onde a perda de solo para o CXbd foi de $59,68 \text{ Mg ha}^{-1}$ e a erosividade igual a $156 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$ em uma chuva de 2 horas e 20 minutos. A intensidade máxima do pico foi de 120 mm h^{-1} ocorrida 10 minutos após o início da chuva com precipitação acumulada de 74% em relação ao total. Não foi registrada perda de solo para o LVdf neste evento, que pode estar relacionado com o início do período da estação chuvosa, onde o solo ainda se encontra com a capacidade de infiltração mais elevada, tendendo a menores escoamento.

O efeito da umidade antecedente à chuva pode ser observado pela chuva de padrão intermediário que ocorreu dia 6 de dezembro de 1988, com $43,42 \text{ Mg ha}^{-1}$ para o CXbd e $0,08 \text{ Mg ha}^{-1}$ para o LVdf onde 24 horas antes, havia ocorrido uma chuva com 33 mm de precipitação.

Uma chuva de padrão atrasado e intensidade máxima de 65 mm h^{-1} provocou $49,11 \text{ Mg ha}^{-1}$ de perda de solo para o CXbd e $1,8 \text{ Mg ha}^{-1}$ para o LVdf. Estas perdas podem ser atribuídas a fatores físicos da chuva como: intensidade média da chuva (41 mm h^{-1}), curta duração, e erosividade igual a $1084 \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$. A chuva antecedente ocorreu 24 horas antes com precipitação equivalente a 86 mm.

Chuvas com a mesma erosividade podem provocar perdas de solo diferentes, dependendo da umidade antecedente à chuva e da variação da

intensidade durante a chuva pela ocorrência de picos de alta intensidade (Tabela 3).

Tabela 3. Características das chuvas com perdas de solo diferentes para o mesmo valor de erosividade para Lavras, MG.

| DATA DA CHUVA | EI ₃₀ | PERDA SOLO | (I) DO PICO MÁX. | (I) MÉDIA CHUVA | PREC. ATÉ PICO MÁX. | PREC. TOTAL CHUVA | TEMPO ATÉ PICO MÁX. | TEMPO TOTAL CHUVA |
|--------------------------------------|--|---------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
| (Dia) | (MJmm ha ⁻¹ h ⁻¹) | (Mg ha-1) | (mm h ⁻¹) | (mm h ⁻¹) | (mm) | (mm) | (horas) | (horas) |
| Cambissolo (CXbd) e Latossolo(LVdf)* | | | | | | | | |
| 01/01/02 | 5 | 2,04 0,02* | 15 | 5 | 0,7 | 4,4 | 0,12 | 3,5 |
| 24/01/02 | 5 | 0,23 0,05* | 36 | 6 | 17 | 26 | 2,08 | 21,08 |
| 26/10/02 | 5 | 0,01 0,02* | 60 | 12 | 2 | 3,6 | 0,03 | 2,42 |
| 20/06/99 | 5 | 0,01 0* | 10 | 2 | 4,6 | 7 | 5,17 | 8 |
| 10/12/98 | 5 | 0,08 0,03* | 34 | 11 | 2 | 4,8 | 1,67 | 1,72 |
| 07/02/02 | 40 | 0,02 0,15* | 18 | 10 | 5,6 | 25,6 | 0,97 | 17,5 |
| 01/02/00 | 40 | 1,39 0* | 22 | 6 | 4 | 16 | 0,58 | 5,08 |
| 30/08/98 | 40 | 2,03 0* | 24 | 7 | 6,6 | 11,2 | 0,42 | 3,25 |
| 07/12/99 | 154 | 3,53 0,08* | 43 | 5 | 14,8 | 21,8 | 0,83 | 8,33 |
| 06/10/98 | 154 | 59,68 0* | 120 | 27 | 14,2 | 19,2 | 0,17 | 2,33 |

(I) é a intensidade; Prec. é a precipitação.

Observando a Tabela 4, pode-se notar duas chuvas com o mesmo valor de erosividade e perdas de solo, mas com características físicas bem distintas. Na chuva do dia 26 de outubro de 2002, tem-se uma alta intensidade ocorrendo logo nos primeiros minutos da chuva, onde está ocorrendo a fase do salpicamento do solo pelas gotas de chuva. Já a chuva do dia 20 de junho de 1999, apresentou uma intensidade bem menor, mas a precipitação ocorrida até o

pico de máxima intensidade e a precipitação total, foi o dobro, comparadas à chuva do dia 26 de outubro de 2002. Demonstra-se assim, que o efeito da umidade antecedente ao pico de intensidade de precipitação é fundamental no processo de geração e transporte de sedimentos e precisa ser considerado nos estudos de correlação entre a erosividade da chuva e as perdas de solo.

Tabela 4. Características de chuvas com mesma perda de solo e erosividade (EI_{30}) para Lavras, MG.

| DATA DA CHUVA | EI_{30} | PERDA SOLO | (I) DO PICO MÁX. | (I) MÉDIA CHUVA | PREC. ATÉ PICO MÁX. | PREC. TOTAL CHUVA | TEMPO ATÉ PICO MÁX. | TEMPO TOTAL CHUVA |
|--------------------------------------|--|---------------|------------------------|-----------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| (Dia) | (MJmm ha ⁻¹ h ⁻¹) | (Mg ha-1) | (mm h ⁻¹) | (mm h ⁻¹) | (mm) | (mm) | (horas) | (horas) |
| Cambissolo (CXbd) e Latossolo(LVdf)* | | | | | | | | |
| 26/10/02 | 5 | 0,01 0,02* | 60 | 12 | 2 | 3,6 | 0,03 | 2,42 |
| 20/06/99 | 5 | 0,01 0* | 10 | 2 | 4,6 | 7 | 5,17 | 8 |

(I) é a intensidade; Prec. é a precipitação.

5 CONCLUSÕES

1. Houve, para um mesmo período, uma grande diferença de perda de solo em relação aos dois solos estudados. As maiores perdas de solos foram observadas para o padrão avançado notadamente para o CXbd.
2. A umidade do solo antecedente à chuva e ao pico de maior intensidade durante a chuva é importantes para se estimar as perdas de solo, uma vez que foi detectada influência considerável desta no comportamento da erosão, sendo sua influência principalmente associada à gênese do escoamento superficial, promovendo maior transporte dos sedimentos.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGASSI, M.; BRADFORD, J. M. Methodologies for interrill soil erosion studies. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 49, n. 4, p. 277-287, Jan. 1999.

CANTALICE, J. R. B.; MORGALIS, E. Características da chuva e correlação de índices de erosividade com as perdas de solo de agreste de Pernambuco. **Revista Brasileira de Ciências do Solo**, Campinas, v. 17, n. 2, p. 275-281, maio/ago. 1993.

CARVALHO, M. P.; CATANEO, A.; LOMBARDI NETO, F. Índice de erosividade da chuva e enxurrada correlacionados com as perdas de solo e determinação da erodibilidade de um Latossolo Roxo distrófico de Campinas-SP. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, n. 3, p. 445-450, set./dez. 1993.

CATANEO, A.; CASTRO FILHO, C.; ACQUAROLE, R. M. Programa para cálculo de erosividade da chuva. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 6, n. 3, p. 236-239, set./dez. 1982.

COGO, N. P. Uma contribuição à metodologia de estudo das perdas por erosão em condição de chuva natural: I – Sugestões gerais, medição do volume, amostragem e quantificação de solo e água da enxurrada. (1ª aproximação). In: ENCONTRO NACIONAL DE CONSERVAÇÃO DO SOLO, 2., 1978, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: EMBRAPA-CNPT, 1978a. v. 2, p. 75-97.

COGO, N. P. Uma contribuição à metodologia de estudo das perdas por erosão em condição de chuva natural: II – Alguns conceitos básicos e modelos de uma ficha para registro das características da chuva e perdas de solo e água. (1ª aproximação). In: ENCONTRO NACIONAL DE CONSERVAÇÃO DO SOLO, 2., 1978, Passo Fundo. **Anais...** Passo Fundo: EMBRAPA – CNPT, 1978b. v. 2, p. 99-107.

ELTZ, F. L. F.; MEHL, H. U.; REICHERT, J. M. Perdas de solo e água em entressulcos em um Argissolo Vermelho-Amarelo submetido a quatro padrões de chuva. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 2, p. 85-493, abr./jun. 2001.

HORNER, W. W.; JENS, S. W. Surface runoff determination from rainfall without using coefficients. **Transaction America Society of Civil Engineering**, St. Joseph, v. 107, n. 6, p. 1039-1117, Nov./dec. 1941.

HUGGINS, L. F.; BURNEY, J. R. Surface runoff, storage and routing. In: HAAN, C. T., JONHSON, H. P.; BRAKENSIEK, D. L. **Hydrologic modeling of small water-sheds**. Joseph, 1982. p. 169-225. (Monograph)

KINNEL, P. I. A. Rainfall intensity-kinetic energy relationship for soil loss prediction. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v. 45, n. 1, p. 153-155, Jan./Feb. 1981.

MARQUES, J. J. G. S. M.; ALVARENGA, R. C.; CURI, N.; SANTANA, D. P.; SILVA, M. L. N. Índice de erosividade da chuva, perdas de solo e fator erodibilidade para dois solos da região dos cerrados – primeira aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 21, n. 3, p. 427-434, jul./set. 1997.

MEHL, H. U.; F. L. F.; REICHERT, J. M. & DIDONÉ, I. A. Caracterização de padrões de chuvas ocorrentes em Santa Maria (RS). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 2, p. 475-483, abr./jun. 2001.

MEYER, L. D.; HARMON, W. C. Interrill runoff and erosion: effects of row-sideslope shape, rain energy, and rain intensity. **Transaction America Society of Civil Engineering**, St. Joseph, v. 35, n. 4, p. 1199-1203, July/Aug. 1992.

MORAIS, L. F. B. **Índice de erosividade de chuvas naturais correlacionadas com perdas de solo em três locais do Rio Grande do Sul**. 1986. 108 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria.

SILVA, A. M. **Erosividade, erodibilidade e perdas por erosão em Cambissolo e Latossolo sob chuva natural**. 2003. 72 p. (Tese (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting energy erosion losses; a guide to conservation planning**. Washington: USDA, 1978. 58 p. (USDA. Agricultural Handbook, 537)

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. Rainfall energy and its relationship to soil loss. **Transaction America Society of Civil Engineering, Geophys Union**, Washington, v. 39, p. 285-291, 1958.

CAPÍTULO 3

ESTIMATIVAS DA EROSIVIDADE MENSAL, ANUAL E DO TEMPO DE RECORRÊNCIA PARA LAVRAS, MG.

RESUMO

AQUINO, Regimeire Freitas. **Estimativa da erosividade mensal e anual, associadas ao tempo de recorrência, para Lavras, MG.** 2005. 32 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.*

A distribuição de probabilidades, ajustada a fenômenos estocásticos, como os hidrológicos, é uma das ferramentas mais utilizadas para monitorar o comportamento de sistemas naturais, para que seja possível prever a sua resposta associada a uma frequência de ocorrências, como precipitações extremas, são fundamentais nos estudos de erosão hídrica. Este trabalho teve como objetivo aplicar cinco distribuições de probabilidades a valores de erosividades mensais e anual e estimar o tempo de recorrência destes valores pela melhor distribuição de probabilidade ajustada para a região de Lavras, MG. A série de precipitação estudada é de 1961 a 2004 e as distribuições de probabilidades utilizadas foram a de Gumbel, Gama, Log-normal 2 e 3 parâmetros e Normal. Avaliou-se que as distribuições Gama e Gumbel produziram a menor quantidades de séries não adequadas, registrando apenas uma para o mês de agosto. As demais distribuições produziram maiores quantidades de séries não adequadas, especialmente, a distribuição Log-normal 2 parâmetros. Sendo assim, recomenda-se para o cálculo de erosividade que seja feita uma verificação prévia da melhor distribuição para cada período da série estudada, apesar dos dados apontarem um desempenho considerável da distribuição Gumbel.

* Comitê Orientador: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA (Co-orientador) e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co-orientador).

ABSTRACT

AQUINO, Regimeire Freitas. **Estimative the rainfall erosivity monthly and annual, associate to recurrence time, in Lavras, MG.** 2005. X p. Dissertation (Master Program in Soils and Nutrition of Plants) – Federal University of de Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

The distribution of probabilities, adjusted the random phenomena is one of the tools used to monitor the behavior of natural systems, so that it is possible to foresee its reply, associated with a frequency of occurrences, as extreme precipitations, are basic in the studies of rainfall erosivity. This work had as objective to apply models of probabilities for values of monthly erosivity and annual and esteem the time of recurrence of these values for the best distribution of probability adjusted for the region of Lavras, MG. The studied precipitation series is of 1961 the 2004 and the used distributions of probability had been of Gumbel, Gamma, Log-normal 2 and 3 parameters and Normal. It was evaluated that the distributions Gama and Gumbel had produced the minor amounts of series not adjusted, registering only one for the August month. The too much distributions had produced greaters amounts of series not adjusted, especially, the Log-normal distribution 2 parameters. Being thus, one sends regards for the calculation of erosivity that is made a previous verification of the best distribution for each period of the studied series, despite the data pointing a considerable performance of the Gumbel distribution.

Guidance Committee: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Major Professor), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co- Major Professors).

CAPÍTULO 3

1 INTRODUÇÃO

O planejamento conservacionista adequado e econômico, levando em conta as condições edafoclimáticas de uma área, requer o conhecimento dos fatores que influenciam o comportamento da erosão local. A potencialidade das chuvas em provocar erosão constitui, dentre outros fatores, um parâmetro de identificação imprescindível, pois, do seu conhecimento, dependem o planejamento e a execução de um adequado programa conservacionista.

O conhecimento do comportamento e distribuição da erosividade para o município de Lavras, MG, poderá fornecer subsídio para determinação de períodos críticos predominantes na região e, tem-se condição de fornecer informações que visem reduzir as perdas de solo. Assim, é de grande importância a obtenção de estimativas das quantidades anuais e mensais baseadas em dados amostrais de anos anteriores.

Segundo Silva (2003), os solos do Sul de Minas Gerais encontram-se em boa parte sob acelerado processo de desagregação. Todavia, em função da ausência de informações de dados científicos, obtidos diretamente no campo, fica difícil conscientizar os segmentos sociais da importância deste fenômeno. O manejo e a conservação do solo são responsabilidade da sociedade como um todo. Nesse sentido, a avaliação das perdas de solo dentro do processo de produção agrícola assume importância fundamental na escolha e adoção de práticas que visem minimizar a degradação de solo e conseqüentemente manter ou aumentar a sustentabilidade na atividade agrícola.

Sob condições climáticas em que ocorrem eventos extremos, a distribuição de Gumbel tem se mostrado adequada para descrever estes eventos, principalmente quando se trata de precipitações máximas. Sabendo-se que a

erosividade está intimamente relacionada com as intensidades e precipitações máximas, a escolha dos modelos para estimativa da erosividade foi baseada nos estudos relacionados à precipitação já existente.

Estudando o ajustamento da distribuição de Gumbel a dados de precipitação pluviométrica máxima diária, coletados no período de 1914 a 1986, na região de Lavras, Gomes et al. (1989) concluíram que os dados de chuvas máximas diárias ajustaram-se à referida distribuição em períodos de um ano e um mês, exceto para o mês de julho; em períodos de 10 e 15 dias houve ajustamento do modelo somente na estação chuvosa.

Eltz et al. (1992) analisaram o período de retorno de chuvas em Santa Maria, RS, utilizando o modelo de distribuição de Gumbel. Pinto (1995) analisou a relação entre chuvas intensas de diferentes durações e a chuva com duração de 24 horas para 29 estações pluviométricas distribuídas no estado de Minas Gerais, visando obter fatores de conversão que possibilitem a estimativa de chuvas de curta duração a partir de informações advindas de pluviômetros, foram testadas as distribuições Gumbel, Log-normal a dois e três parâmetros, empregando períodos de retorno de 2, 5, 10 e 20 anos. O autor concluiu que as distribuições de Gumbel e Log-normal a dois parâmetros foram as que melhor se ajustaram aos dados observados.

A distribuição Gama pode ser aplicada em vários estudos, pois é uma função flexível, podendo assumir ou ajustar-se a diferentes tipos de curvas, passando por diversos graus de assimetria. Castro Neto et al. (1980) ajustaram uma função potencial aos dados diários de chuva para a região de Lavras (MG), para identificarem os meses que apresentam maiores probabilidades de ocorrência de períodos secos. De maneira semelhante, Castro Neto et al. (1981) verificaram que as maiores probabilidades de períodos chuvosos em Lavras, MG ocorreram nos meses de novembro a março.

Conforme Bearzoti (1998) e Mood et al. (1974), o método da máxima verossimilhança é o mais utilizado para a obtenção de estimadores. Este método pressupõe que a função de verossimilhança seja conhecida ou pressuposta. A interpretação da função de verossimilhança reflete a probabilidade máxima da amostra ter sido retirada da população da qual foi verdadeiramente retirada.

O tempo de recorrência, definido como o intervalo médio de tempo a longo prazo ou o número de anos que separam um evento de dimensão conhecida de outro evento com dimensão igual ou superior, é um importante parâmetro da erosividade. Ele pode ser determinado pelos métodos de Gumbel, Gama, Log-Normal 2 e 3 parâmetros e Normal. Dessa forma, os valores anuais e mensais de determinado evento aproximam-se de um padrão definido de distribuição de frequência quando o número de observações, em cada ano, torna-se mais amplo possível (Schwab et al., 1966). No caso do terraceamento agrícola (Lombardi Neto, 1989; Schwab et al., 1966), tal evento hidrológico é calculado normalmente para um período de recorrência de 10 a 15 anos.

No caso de tempo de recorrência altos, adota-se o procedimento da distribuição de frequência estimada por lei de probabilidade teórica, possibilitando um cálculo mais preciso da probabilidade. Em geral, as distribuições que mais são aplicadas a valores extremos são as de Gumbel, Log-Normal de dois parâmetros e Log-Normal três parâmetros (Pinto, 1999).

Este trabalho teve como objetivo aplicar cinco distribuição de probabilidade para valores de erosividade, mensais e anuais, verificando o melhor ajuste, e, determinando o tempo de recorrência da erosividade para Lavras (MG).

3 MATERIAL E MÉTODOS

Para a realização deste trabalho foram utilizados dados de precipitação registrados em pluviogramas, correspondente, ao período de 1961 a 2004, da Estação Climatológica Principal de Lavras, MG, obtidos junto ao Instituto de Meteorologia de Minas Gerais (IMNET-MG).

Para o período de 1961 a 1985, o índice EI_{30} foi obtido através do trabalho de Val (1986), o qual utilizou a metodologia proposta por Wischmeier & Smith (1958):

$$EC = 0,119 + 0,0873 \log(I) \quad (1)$$

Onde;

EC = energia cinética da chuva ($MJ \text{ ha}^{-1} \text{ mm}^{-1}$);

I = intensidade da chuva (mm h^{-1}).

O EI_{30} foi obtido a partir da multiplicação da energia cinética total pela máxima intensidade ocorrida por um período de 30 minutos consecutivos (I_{30}).

Em relação ao período de 1986 a 2004, o índice EI_{30} foi calculado através da equação desenvolvida por Val (1986), para Lavras, MG :

$$EI_{30} = 125,92 (Rc)^{0,603} \quad r = 0,986 \quad (2)$$
$$Rc = p^2 P^{-1}$$

Onde;

Rc = coeficiente de chuva (mm);

p = precipitação média mensal (mm);

P = precipitação média anual (mm).

Às frequências observadas das 13 séries históricas de erosividade foram ajustadas as distribuições de probabilidades Gumbel, Gama, Log-normal 3 parâmetros, Log-normal 2 parâmetros e Normal. As estimativas dos parâmetros foram realizadas com base na metodologia da Máxima Verossimilhança, conforme descrito em Casella & Berger (1990), Clarke (2001) e Maranzano & Krzystofowicz (2004). Foi aplicado o teste de χ^2 ao ajuste das distribuições, para fins de análise da precisão das mesmas, além da adequacidade propriamente dita. Segundo Walpole & Myers (1978) e Catalunha et al. (2002) este teste é um excelente indicador da “bondade” do ajuste das distribuições de probabilidades, por refletir o quadrado médio do erro:

$$\chi_{cal}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (f_{obsi} - f_{teori})^2}{f_{teori}} \quad (3)$$

Em que f_{obsi} e f_{teori} são as frequências observada e teórica na respectiva classe de frequência i e n , o número de classes. A distribuição é adequada se χ_{cal}^2 for menor que χ_{tabela}^2 e a mais precisa, obtida a partir do menor valor de χ^2 . O valor de χ_{tabela}^2 foi obtido considerando como graus de liberdade um valor intermediário entre $(n-1)$ e $(n-p_p-1)$, onde p_p é o número de parâmetros do modelo de probabilidades, pela incerteza a respeito do valor exato deste, conforme descrito por Ferreira (2005), assim foi adotado o valor $(n-2)$ para graus de liberdade para todos os modelos de probabilidade deste trabalho. Uma vez avaliada a distribuição de maior precisão para as séries estudadas, foram calculadas as erosividades associadas a diferentes níveis de probabilidade.

Segundo Clarke (2001) e Katz et al. (2002) a estimativa dos parâmetros das distribuições de probabilidades por meio da Máxima Verossimilhança produz maior precisão das estimativas das frequências observadas por maximizarem a probabilidade de ocorrência dos valores observados. Isto

significa que dos possíveis valores para um determinado parâmetro, espera-se que o mais adequado seja aquele que maximizar a probabilidade dos valores observados. É em cima desta premissa que a Máxima Verossimilhança é matematicamente definida por:

$$L(\theta; x_1 \dots x_n) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta)$$

(4)

Em que θ é um vetor que representa o conjunto de parâmetros da respectiva função de probabilidades, x a variável hidrológica e f , a distribuição de probabilidades. Esta expressão significa que a verossimilhança, de uma distribuição com θ parâmetros, é dada pela soma dos produtos da função. Com o objetivo de linearizar a equação 4, trabalha-se com o logaritmo de L :

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^n \log f(x_i; \theta)$$

(5)

A Função Densidade de Probabilidade (FDP), da distribuição Gumbel, é dada por (Beijo, 2002):

$$\text{FDP: } f(x) = b \cdot \exp(-b \cdot (x - u) - \exp(-b \cdot (x - u)))$$

(6)

Em que u e b são parâmetros da distribuição. A função logaritmo de verossimilhança é dada por:

$$l(u, b) = -n \cdot \text{Ln}(b) + \sum_{i=1}^n \left[-\left(\frac{x_i - u}{b} \right) \right] - \sum_{i=1}^n \exp \left[-\left(\frac{x_i - u}{b} \right) \right] \quad (7)$$

A partir da primeira derivada parcial da equação 7 em relação a u e b é possível obter o ponto de máximo desta função e seus melhores parâmetros de ajuste:

$$u = -b \cdot \text{Ln} \left[\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \exp \left(\frac{-x_i}{b} \right) \right] \quad (8)$$

$$b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{\sum_{i=1}^n x_i \cdot \exp \left(\frac{-x_i}{b} \right)}{\sum_{i=1}^n \exp \left(\frac{-x_i}{b} \right)} \quad (9)$$

A equação 9 não possui solução explícita para b, havendo necessidade de aproximação numérica, a qual foi realizada com base no método de Newton – Raphson, para posterior obtenção direta de u na equação 8.

A Função Distribuição de Probabilidades (FDP) da distribuição Gama incompleta (2 parâmetros) é dada por (Haan, 1979):

$$\text{FDP: } f(x) = \frac{1}{\beta^\alpha \cdot \Gamma(\alpha)} \cdot x^{\alpha-1} \cdot \exp \left(-x/\beta \right) \quad (10)$$

A função de log-verossimilhança é dada por:

$$l(\alpha, \beta) = -n \cdot \alpha \cdot \text{Ln}(\beta) - n \cdot \text{Ln}[\Gamma(\alpha)] + (\alpha - 1) \cdot \text{Ln}[\sum \text{Ln}(x_i)] - \frac{\sum x_i}{\beta} \quad (11)$$

As derivadas parciais da equação 11 em relação a α e β , igualadas a zero, produzem:

$$\text{Ln}(\alpha) - \psi(\alpha) = \text{Ln}\left(\frac{\bar{X}}{\bar{X}_G}\right) \quad (12)$$

$$\beta = \frac{\bar{X}}{\alpha} \quad (13)$$

Em que \bar{X} e \bar{X}_G são, respectivamente, as médias aritmética e geométrica dos dados, e $\psi(\alpha)$ é a função digama de α , aproximada por:

$$\psi(\alpha) \cong \text{Ln}(\alpha) - \frac{1}{2 \cdot \alpha} - \frac{1}{12 \cdot \alpha^2} + \frac{1}{120 \cdot \alpha^4} - \frac{1}{252 \cdot \alpha^6} + \frac{1}{240 \cdot \alpha^8} - \dots \quad (14)$$

Para solução da equação 12 foi desenvolvido um algoritmo computacional para estimativa do parâmetro α , com base também no método de Newton-Raphson, uma vez que o mesmo está implícito nesta equação.

A Função Densidade de Probabilidades da distribuição Log-normal 3 parâmetros é dada por (Clarke, 2001):

$$\text{FDP: } f(x) = \frac{1}{(x-a) \cdot \sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \exp\left(\frac{-1}{2 \cdot \sigma^2} \cdot (\log(x-a) - \mu)^2\right) \quad (15)$$

Em que μ , σ e a são parâmetros. Adotando-se $x^* = x - a$, a estimativa de μ e σ , por Máxima Verossimilhança, é dada por:

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n (\log x^*_i)}{n} \quad (16)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\log(x^*_i - \mu))^2}{n}} \quad (17)$$

O parâmetro a é testado por vários valores, avaliando-se a função logaritmo de verossimilhança, onde, o valor que maximizar esta função, é adotado como parâmetro da distribuição de probabilidades. Para obtenção destes parâmetros, também foi desenvolvido um algoritmo para teste dos valores de a e posterior determinação do log-verossimilhança por:

$$l(\mu, \sigma, a) = -n \cdot \log \sigma - \frac{n \cdot \log(2\pi)}{2} - \sum_{i=1}^n \log(x^*_i) - \frac{1}{2 \cdot \sigma^2} \cdot \sum_{i=1}^n (\log x^*_i - \mu)^2 \quad (18)$$

A Função Densidade de Probabilidades para a distribuição Log-normal 2 parâmetros é dada por:

$$\text{FDP: } f(x) = \frac{1}{x \cdot \sigma^* \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \exp\left(\frac{-1}{2 \cdot \sigma^2} \cdot (\log(x) - \mu^*)^2\right) \quad (19)$$

Em que σ^* e μ^* são parâmetros desta distribuição, cuja estimativa por Máxima Verossimilhança é dada por:

$$\mu^* = \frac{\sum_{i=1}^n (\log(x_i))}{n} \quad (20)$$

$$\sigma^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (\log(x_i) - \mu^*)^2}{n}} \quad (21)$$

A FDP da Distribuição Normal é dada por:

$$\text{FDP: } f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-0,5 \cdot \left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)^2\right) \quad (22)$$

Os parâmetros μ e σ são estimados pela Máxima Verossimilhança como, respectivamente, a média e o desvio padrão dos dados (Clarck, 2001).

O tempo de recorrência (TR) expressa a probabilidade de um determinado evento climatológicos (chuva, vazão, etc) ser igualado ou superado, pelo menos uma vez, em qualquer ano, até o seu valor máximo, em anos (Haan, 1979). Assim, o TR pode ser estimado por:

$$\text{TR} = \frac{1}{F(X_{\text{TR}} \geq x)} \cong \frac{1}{\text{Prob}(X_{\text{TR}} \geq x)} \quad (23)$$

Em que TR é obtido em anos e $\text{Prob}(X_{\text{TR}} \geq x)$ é a probabilidade de excedência, ou seja, do valor de X ser igualado ou superado.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1, apresentada a seguir, encontra-se os valores de χ^2 calculados para cada uma das distribuições de probabilidades ajustadas às séries históricas, valores de χ^2 tabelado e adequacidade das distribuições. Observa-se que as distribuições Gama e Gumbel foram as que produziram a menor quantidade de séries não adequadas, registrando-se apenas uma, para o mês de agosto. As demais distribuições produziram maiores quantidades de séries não adequadas, especialmente, a distribuição log-normal 2 parâmetros, que produziu 6 não adequacidades, dentro das 13 séries. A distribuição log-normal 3 parâmetros produziu não adequacidade para 3 séries, sendo que este comportamento foi produzido pela não convergência do parâmetro **a** da distribuição, ou seja, não foi possível encontrar um ponto de máximo da função log-verossimilhança (equação 18).

Tabela 1. Valores de Qui-quadrado produzidos pelas respectivas distribuições de probabilidades ajustadas às séries históricas mensais e anual de erosividade para a região de Lavras, MG e adequacidade.

| Série | χ^2 | Gumbel | | LN 3P | | LN 2P | | Normal | | Gama | |
|-------|----------|--------------|----|--------------|----|--------------|----|---------|----|--------------|----|
| | | Valores | AD | Valores | AD | Valores | AD | Valores | AD | Valores | AD |
| Jan. | 7,81 | 1,861 | A | 1,134 | A | 0,979 | A | 7,388 | A | 1,164 | A |
| Fev. | 7,81 | 4,002 | A | 2,536 | A | 9,166 | NA | 2,632 | A | 4,771 | A |
| Mar. | 5,99 | 0,264 | A | 0,251 | A | 7,269 | NA | 5,739 | A | 0,383 | A |
| Abr. | 5,99 | 0,594 | A | 2,851 | A | 10,679 | NA | 3,179 | A | 0,993 | A |
| Mai. | 5,99 | 3,303 | A | SC | NA | 17,518 | NA | 4,521 | A | 3,800 | A |
| Jun. | 3,81 | 0,368 | A | SC | NA | 2,653 | A | 6,244 | NA | 0,314 | A |
| Jul. | 3,81 | 2,527 | A | 2,025 | A | 1,593 | A | 6,716 | NA | 2,819 | A |
| Ago. | 5,99 | 7,101 | NA | SC | NA | 3,093 | A | 9,831 | NA | 11,525 | NA |
| Set. | 9,49 | 1,783 | A | 5,704 | A | 20,402 | NA | 3,150 | A | 6,576 | A |
| Out. | 9,49 | 0,835 | A | 0,546 | A | 13,977 | NA | 0,982 | A | 1,871 | A |
| Nov. | 7,81 | 0,713 | A | 0,481 | A | 1,072 | A | 0,883 | A | 0,126 | A |
| Dez. | 5,99 | 1,091 | A | 1,021 | A | 4,571 | A | 2,997 | A | 2,804 | A |
| Anual | 5,99 | 1,623 | A | 1,168 | A | 1,202 | A | 1,705 | A | 4,797 | A |

Obs.: Valores em negrito significam as distribuições adotadas para cálculo da erosividade associada aos tempos de recorrência. AD = ajuste a distribuição; A = adequabilidade; NA = não adequabilidade; SC = sem convergência dos parâmetros no respectivo algoritmo.

No entanto, ao se analisar os valores de χ^2 para cada série histórica, verifica-se que houve variações da melhor distribuição, onde observa-se que a distribuição Gumbel foi melhor para as séries de abril, maio e setembro, log-normal 2 parâmetros para janeiro, julho e agosto, gama para junho e novembro e

a distribuição log-normal 3 parâmetros foi a que produziu a maior quantidade de séries com o menor valor de χ^2 , tendo sido a de melhor ajuste para fevereiro, março, outubro, dezembro e anual. A distribuição Normal se mostrou não adequabilidade para apenas 3 meses, no entanto, os valores de χ^2 são consideravelmente elevados em relação às demais distribuições, não sendo recomendada para estimativas da erosividade.

Observa-se ainda que as distribuições produziram menores valores de χ^2 para séries históricas pertencentes ao período chuvoso, ou seja, entre outubro e março e as séries anuais, havendo melhor ajuste das distribuições. Nestes casos, apenas as distribuições Normal e log-normal 2 parâmetros produziram valores mais elevados, sendo esta última, em alguns casos, não adequabilidade. Assim, neste período, pode-se concluir que qualquer uma das demais distribuições pode produzir bons resultados, especialmente a log-normal 3 parâmetros.

As séries históricas do período seco, entre abril e setembro, foram as que produziram maiores dificuldades de ajuste das distribuições. Isto acontece devido à elevada variabilidade dos dados da série, podendo variar de valores próximos a zero até acima de 100. Além disto, a grande quantidade de zeros dentro da série faz com as frequências estimadas fiquem distantes das observadas, especialmente para baixos valores de erosividade, contribuindo para sua não adequabilidade. É possível observar elevada concentração de não adequabilidade neste período, especialmente para o mês de agosto, onde apenas a distribuição log-normal 2 parâmetros foi adequada. Sendo assim, recomenda-se para cálculos da erosividade neste período, que seja feita uma verificação prévia da melhor distribuição, apesar de dados da Tabela 1 apontarem um desempenho considerável da distribuição Gumbel neste período.

Os valores de erosividades mensais e anuais estimados pela melhor distribuição de probabilidade ajustada para a região de Lavras, MG estão apresentados na Tabela 2. Pode-se observar que os maiores valores de

erosividade se encontram de outubro a março e no período de abril a setembro estes valores são menores. Essa distribuição é característica da região, com verão chuvoso e inverno seco.

Tabela 2. Valores de erosividades mensais e anuais estimados pela melhor distribuição de probabilidades ajustada para a região de Lavras, MG.

| TR | Jan. | Fev. | Mar. | Ab. | Mai. | Jun. | Jul. | Ago. | Set. | Out. | Nov. | Dez. | Anual. |
|------|--|------|------|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|--------|
| Anos | MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹ ano ⁻¹ | | | | | | | | | | | | |
| 5 | 2190 | 1425 | 1031 | 384 | 274 | 162 | 34 | 50 | 292 | 674 | 1180 | 2052 | 8071 |
| 10 | 2989 | 1686 | 1376 | 510 | 366 | 219 | 90 | 135 | 383 | 834 | 1460 | 2525 | 8996 |
| 20 | 3868 | 1912 | 1734 | 631 | 455 | 275 | 203 | 309 | 471 | 984 | 1721 | 2976 | 9850 |
| 30 | 4424 | 2033 | 1951 | 701 | 505 | 308 | 309 | 476 | 521 | 1068 | 1872 | 3234 | 10328 |
| 40 | 4833 | 2114 | 2107 | 750 | 541 | 329 | 408 | 632 | 557 | 1126 | 1970 | 3413 | 10656 |
| 50 | 5169 | 2176 | 2233 | 788 | 569 | 346 | 503 | 784 | 584 | 1171 | 2049 | 3555 | 10912 |
| 60 | 5412 | 2218 | 2323 | 819 | 591 | 359 | 581 | 909 | 607 | 1203 | 2105 | 3654 | 11092 |
| 70 | 5706 | 2268 | 2432 | 845 | 610 | 374 | 687 | 1077 | 625 | 1241 | 2172 | 3772 | 11303 |
| 80 | 5953 | 2308 | 2522 | 868 | 627 | 386 | 784 | 1235 | 642 | 1271 | 2225 | 3868 | 11474 |
| 90 | 6103 | 2331 | 2575 | 888 | 641 | 393 | 847 | 1337 | 656 | 1289 | 2255 | 3925 | 11576 |
| 100 | 6278 | 2358 | 2638 | 906 | 654 | 400 | 926 | 1464 | 669 | 1310 | 2288 | 3991 | 11693 |

TR = tempo de recorrência em anos.

De acordo com Foster et al. (1981) erosividades anuais maiores que 8.000 MJ mm há⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹ são consideradas muito alta e as erosividades estimadas para Lavras, MG (tabela 2) apresentaram-se maiores que este valor. Para os meses de outubro a março todas as erosividades estimadas mostraram-se maiores que 500 MJ mm há⁻¹ h⁻¹ mês⁻¹ e segundo Rufino (1986) erosividades mensais acima deste valor

podem ser consideradas como críticas. Apenas o mês de junho não houve ocorrência de erosividade consideradas críticas

4 CONCLUSÕES

1. Avaliou-se que as distribuições Gama e Gumbel produziram a menor quantidades de séries não adequadas, registrando apenas uma para o mês de agosto. As demais distribuições produziram maiores quantidades de séries não adequadas, especialmente, a distribuição Log-normal 2 parâmetros. No entanto, para as erosividades mensais do período chuvoso, a distribuição log-normal 3 parâmetro apresentou maior precisão, podendo ser satisfatoriamente aplicada.
2. Recomenda-se para o cálculo de erosividade que seja feita uma verificação prévia da melhor distribuição para cada período da série estudada, uma vez que os estudos apontaram bons desempenho das distribuições Gumbel, Gama e Log-Normal 3 parâmetro.
3. As erosividades anuais para todos os tempos de recorrência foram consideradas muito alta e os valores das erosividades mensais para os meses de outubro a março foram considerados críticos. Apenas o mês de junho não houve erosividades consideradas críticas para nenhum tempo de recorrência.

5 REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BEARZOTI, E. **Introdução à teoria de probabilidade e à inferência estatística**. Lavras: UFLA, 1998. 288 p. Apostila.

BEIJO, L. A. **Distribuição de Gumbel: estudo de métodos de estimação dos parâmetros e ajuste aos dados de precipitação máxima de Lavras, MG**. 2002. 91 p. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

CASELA, G.; BERGER, R. L. **Statistical Inference**. Belmont, CA: Duxbury Press, 1990. 650 p.

CASTRO NETO, P.; SEDIYAMA, G. C.; VILLELA, E. A. Probabilidade de ocorrência de períodos secos em Lavras, Minas Gerais. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 4, n. 1, p. 56-65, jan./jun. 1980.

CASTRO NETO, P.; SILVEIRA, J. V. Precipitação provável para Lavras, Região Sul de Minas Gerais, baseada na função de distribuição de probabilidade gama. II. Períodos de quinze dias. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 5, n. 2, p. 152-162, jul./dez. 1981.

CATALUNHA, M. J.; SEDIYAMA, G. C.; LEAL, B. G.; SOARES, C. P. B.; RIBEIRO, A. Aplicação de cinco funções densidade de probabilidade a séries de precipitação pluvial no estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Agrometeorologia**, Santa Maria, v. 10, n. 1, p. 153-162, 2002.

CLARK, R. Hidrologia estatística. In: TUCCI, C. E. M. (Org.). **Hidrologia: ciência e aplicação**. Porto Alegre: Ed. Universidade/UFRGS; Associação Brasileira de Recursos Hídricos, 2001. p. 659-702.

ELTZ, F. L. F.; REICHERT, J. M.; CASSOL, E. A. Período de retorno de chuvas em Santa Maria, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 16, n. 2, p. 265-269, maio/ago. 1992.

FERREIRA, D. F. **Estatística Básica**. Lavras: Editora UFLA, 2005. 664 p.

FOSTER, G. R.; McCOOL, D. K.; RENARD, K. G.; MOLDENHAUER, W. C. Conversion of the universal soil loss equation to SI metric units. **Journal of Soil and Water Conservation**, Ankeny, v. 36, n. 6, p. 355-359, 1981.

GOMES, F. G.; AQUINO, L. H. de.; OLIVEIRA, M. S. de. Estudo da distribuição e frequência de precipitação pluviométrica máxima em períodos de dez e quinze dias, um mês e um ano, em Lavras (MG) pela distribuição Gumbel. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 13, n. 2, p. 177-184, 1989.

HAAN, C. T. **Statistical methods in hydrology**. 2. ed. Ames: The Iowa State University Press, 1979. 377 p.

KATZ, R. W.; PARLANGE, M. B.; NAVEAU, P. Statistical of extremes in hydrology. **Advances in Water Resources**, Amsterdam, v. 25, n. 8/12, p. 1287-1304, Aug./Dec. 2002.

LOMBARDI NETO, F. Dimensionamento de terraço. In: SIMPÓSIO SOBRE TERRACEAMENTO AGRÍCOLA, 1988, Campinas. **Anais...** Campinas: Fundação Cargill, 1989. p. 26-59.

MARANZANO, C. J.; KRZYSZTOFOWICS, R. Identification of likelihood and prior dependence structures for hydrologic uncertainty processor. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 290, n. 1-2, p. 1-21, May 2004.

MOOD, A. M.; GAYBILL, F. A.; BOES, D. C. **Introduction to the theory of statistics**. 3. ed. New York: Wiley & Sons, 1974. 564 p.

PINTO, F. R. L. **Chuvas intensas no estado de Minas Gerais: análises e modelos**. 1995. 87 p. Tese (Doutorado em Irrigação e Drenagem) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

PINTO, F. R. L. **Equações de intensidade-duração-frequência da precipitação para os estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo: estimativa e espacialização**. 1999. 70 p. Dissertação (Mestrado em Engenharia Agrícola) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

RUFINO, R. L. Avaliação do potencial erosivo da chuva para o Estado do Paraná: Segunda Aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 10, n. 3, p. 279-281, set./dez. 1986.

SCHWAB, G. O.; FREVERT, R. K.; DMINSTER, T. W.; BARNES, K. K. **Soil and Water Conservation Engineering**. 2. ed. New York: John Wiley, 1966. 683 p. (The Ferguson Foundation Agricultural Engineering Series)

SILVA, A. M. **Erosividade, erodibilidade e perdas por erosão em Cambissolo e Latossolo sob chuva natural**. 2003. 72 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Lavras. Lavras, MG.

VAL, L. A.; BAHIA, V. G.; FREIRE, J. C.; DIAS JÚNIOR, M. S. Erosividade das chuvas em Lavras – MG. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 199-209, jul./dez. 1986.

WALPOLE, R. E.; MYERS, R. H. **Probability and Statistics for Engineers and Scientists**. 2. ed. New York: Macmillan Publishing 1978. 580 p.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting energy erosion losses; a guide to conservation planning**. Washington: USDA, 1978. 58 p. (USDA. Agricultural Handbook, 537)

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. Rainfall energy and its relationship to soil loss. **Transaction America Society of Civil Engineering, Geophys Union**, Washington, v. 39, p. 285-291, 1958.

CAPÍTULO 4

VARIABILIDADE ESPACIAL DA EROSIVIDADE DA CHUVA PARA A REGIÃO DO SUL DE MINAS GERAIS

RESUMO

AQUINO, Regimeire Freitas. **Variabilidade espacial da erosividade da chuva para a região Sul de Minas Gerais**. 2005. 28 p. Dissertação (Mestrado em Solos e Nutrição de Plantas) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG*.

Foram estudadas a erosividade e sua variabilidade espacial para cinquenta e quatro Municípios do Sul de Minas Gerais visando à implementação do planejamento do uso local da terra. Para tanto, determinou-se o fator erosividade para séries de precipitação pluviométrica, obtidas junto a Agência Nacional de Água – ANA, constituindo-se séries históricas que variaram de 15 a 40 anos. Os índices de erosividade mensais e anuais foram obtidos através de modelos publicados para Lavras, MG. A variabilidade espacial da erosividade foi feita com base nos princípios da geoestatística. Observou-se que os valores de erosividade apresentaram uma amplitude de 5.145 a 7.776 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ ano⁻¹, para Ijaci e Itajubá, respectivamente. Na região de Itajubá a precipitação média anual foi 1.426,4mm e a distribuição da erosividade concentrou-se nos meses de novembro a fevereiro, correspondendo a 70% do valor erosivo anual. Os índices de erosividade da região do Sul de Minas Gerais foram considerados elevados e com forte influencia da topografia.

* Comitê Orientador: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Orientador), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA (Co-orientador) e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co-orientador).

ABSTRACT

AQUINO, Regimeire Freitas. **Space variability of the rainfall erosivity the region of the South of State of Minas Gerais**. 2005. 28 p. Dissertation (Master Program in Soils and Nutrition of Plants) – Federal University of Lavras, Lavras, Minas Gerais, Brazil.*

It was studied the erosivity and its space variability for fifty and four Cities of the South of Minas Gerais having aimed at the implementation of the planning of the local use of the land. For in such a way, the factor was determined erosivity for precipitation data series, gotten together the National Agency of Water - ANA, consisting historical series that had varied of 15 the 40 years. The monthly and annual indices of erosivity had been gotten through models published for Lavras, MG. The space variability of the erosivity was made on the basis of the principles of the geostatística. It was observed respectively that the values of erosivity had presented amplitude of 5,145 at 7,776 MJ mm ha⁻¹ h⁻¹ year⁻¹, for Ijaci and Itajubá city. In the region of Itajubá the annual average precipitation was 1,426.4 mm and the distribution of the erosividade concentrated in the November months the February, corresponding 70% of the annual erosion value. The indices of erosivity of the region of the South of Minas Gerais had been considered raised and with fort it influences of the topography.

Guidance Committee: Marx Leandro Naves Silva – DCS/ UFLA (Major Professors), Carlos Rogério de Mello – DEG/UFLA e Nilton Curi – DCS/UFLA (Co- Major Professors).

CAPÍTULO 4

1 INTRODUÇÃO

A utilização adequada da equação universal de perda de solo (EUPS) só é possível, quando os seus parâmetros são determinados para as condições edafoclimáticas da região e, ou, local a ser aplicada. A determinação do parâmetro erosividade, o qual representa a capacidade potencial da chuva de provocar erosão, para a região do Sul de Minas Gerais, contribuirá para que, por meio da Equação Universal de Perda de Solo (EUPS), seja possível estabelecer-se o adequado planejamento do uso e do manejo dos solos.

A determinação dos valores da erosividade, ao longo do ano, também permite identificar os meses nos quais os riscos de perdas de solo são mais elevados, exercendo relevante papel no planejamento de práticas conservacionistas fundamentadas na máxima cobertura do solo nas épocas críticas de maior capacidade erosiva das chuvas (Bertoni & Lombardi Neto, 1990; Hudson, 1995; Wischmeier & Smith, 1978).

Por outro lado, não existem pluviógrafos em muitas localidades brasileiras ou, quando disponíveis, nem sempre os registros são contínuos para longos períodos de observação. Segundo Moreti et al., (2003), considerando esses obstáculos, vários pesquisadores vêm utilizando correlação entre a erosividade, determinada em registros pluviográficos, com simples dados de pluviometria mensais e anuais de ampla disponibilidade em praticamente em todos os municípios do país para agilizar a obtenção da erosividade.

No Brasil, Lombardi Neto (1977) foi o primeiro pesquisador a estudar a correlação entre o índice de erosividade (EI_{30}) médios mensais, calculados em registros pluviográficos, e as precipitações mensais e anuais de Campinas (SP), num período de 22 anos de observações. Modificando o coeficiente de chuva

proposto por Fournier (1960), foi determinado um coeficiente de correlação igual a 0,99 na equação $EI_{30}=6,872(Rc)^{0,850}$.

Em diversos municípios e regiões do Brasil, essa correlação tem-se mostrado altamente significativa, geralmente com elevados coeficientes de determinação encontrados para outras equações de regressão específicas para os locais estudados, onde o coeficiente de chuva (Rc) é a variável independente (Bertoni & Lombardi Neto, 1990; Carvalho et al., 2001; Chaves et al., 1997; Marques, 1996; Morais et al., 1991; Oliveira Júnior & Medina 1990; Pissarra et al., 2000; Roque et al., 2001; Rufino et al., 1993; Silva et al., 1996; Silva et al., 2000).

O conjunto de ferramentas estatísticas para o estudo da variabilidade espacial de uma propriedade qualquer, denominado geoestatística, tem como base a teoria das variáveis regionalizadas, proposta por Matheron (1971). De acordo com este autor a geoestatística é a aplicação do formalismo das funções aleatórias para o reconhecimento e a estimativa de fenômenos naturais.

Segundo Goovaerts (1998) embora os pontos em um semivariograma experimental bem estimado se apresentem de forma ainda irregular, usualmente é possível ajustar funções simples a eles. Segundo Viana da Mata et al. (1999) um modelo matemático a ser ajustado ao semivariograma precisa incluir basicamente três parâmetros: efeito pepita, patamar e alcance. Além disto, a forma da curva deve se ajustar aos pontos experimentais na região de crescimento da função, ou seja, para a altura entre o zero e o alcance.

O alcance é um dos parâmetros principais no estudo da variabilidade espacial, pois, é a distância limite na escolha do tipo de estatística a ser aplicada. À distâncias menores que o alcance, as variáveis são espacialmente dependentes, devendo ser usada a geoestatística. Já à distâncias maiores que o limite, existe independência entre as variáveis, podendo ser aplicada a estatística clássica (Silva, 1988).

Segundo Trangmar et al. (1985), em alguns casos a semivariância pode aumentar continuamente, sem mostrar um patamar definido, prejudicando o entendimento da sua variação espacial, indicando a presença de tendências e ausência de estacionaridade. Outros semivariogramas mostram uma completa ausência de estrutura espacial, implicando na existência de um relacionamento, dificilmente quantificável entre amostras, pela escala de amostragem usada.

Escolher o modelo mais adequado não é um procedimento automático (Diggle & Ribeiro Júnior, 2000; Gaston et al., 2001; Gonçalves, 1997; Ribeiro Júnior, 1995; Stenger et al., 2002; Vieira, 1995). Em geoestatística é comum o ajuste visual do modelo selecionado aos pontos experimentais, o que carece de sustentação estatística. De acordo com McBratney & Webster (1986) e Webster (2000), ajustes normalmente são feitos pelos métodos de minimização dos quadrados dos desvios, assumindo normalidade e independência dos resíduos e homogeneidade de variâncias.

A estimativa da dependência espacial ou temporal entre amostras vizinhas pode ser feita através da autocorrelação que é de grande utilidade quando se está fazendo amostragem em uma direção. Quando a amostragem envolve duas direções a ferramenta mais apropriada na estimativa da dependência entre amostras é o semivariograma (Silva, 1988).

Na análise geoestatística é comum o uso de semivariogramas para descrever a estrutura de dependência espacial. Robison (1990) discute os motivos desta preferência e advoga o uso do semivariograma mesmo em problemas de séries temporais, quando não é requerido o conhecimento da variância do processo. Ocorre frequentemente em Ciência do Solo que variáveis espacialmente distribuídas parecem não ter variância nem covariância correspondente e isto justifica seu uso predominante nas análises (Webster, 1985).

Havendo dependência espacial, podem-se estimar valores da propriedade em estudo para os locais não amostrados, através do método denominado Krigagem (Castrignano et al., 2002; Diggle & Ribeiro Júnior, 2000; Goovaerts, 1998; Yanai et al., 2001). A krigagem faz uso de um interpolador linear não tendencioso e de variância mínima que assegura a melhor estimativa dos dados. Este estimador tem como base os dados amostrais da variável regionalizada e as propriedades estruturais do semivariograma obtido a partir destes dados (Issaks & Srivastava, 1989).

A popularidade da krigagem em Ciência do solo é, ao menos em parte, devida ao fato de a técnica produzir, juntamente com a malha interpolada, uma medida da precisão do preditor (estimativas da variância de krigagem) para cada ponto da malha (Bregt et al., 1991).

O preditor de krigagem assume que o erro de medida é idêntico a zero. É, portanto, esta versão de $Z(s_0)$, livre de qualquer erro de medida, que pode ser predita. Nesta circunstância o interpolador é exato (Cressie, 1986).

O fato de o sistema de krigagem ser montado a partir da medida de semivariância não significa que o método deixa de considerar a distância dos vizinhos na ponderação, como outros métodos de interpolação. Ao menos, implicitamente, as distâncias são consideradas (Clark, 1979). As matrizes do sistema de krigagem contêm “distâncias estatísticas” em lugar de distâncias simplesmente geográficas (Issaks & Srivastava, 1989).

Oliver & Webster (1990) comentam o uso da krigagem em sistemas de informações geográficas, chamando atenção ao fato de que ao contrário de métodos matemáticos a krigagem permite estimativas dos erros de predição.

Desta forma, o objetivo deste estudo foi determinar a variabilidade espacial da erosividade da chuva (EI_{30}) para a região Sul de Minas Gerais.

3 MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi desenvolvido na região Sul de Minas Gerais a partir de dados pluviométricos obtidos junto a Agência Nacional de Água – ANA. O Sul de Minas Gerais encontra-se no quadrante de coordenadas (UTM) 7400000 – 300000, 7800000 – 300000, 7400000 – 600000 e 7800000 – 600000. Sua altitude média é superior a 900m; as temperaturas médias mínimas e máximas no verão são respectivamente de 19,0 e 29,0°C, e no inverno de 12,0 e 25,0°C. O tipo climático predominante da região é o Cwa e Cwb, de acordo com o critério de Köppen, caracterizado por se apresentar como clima tropical de altitude, com inverno seco e verão quente (Brasil, 1992).

Foi utilizado dados e chuva de 54 Município do Sul de Minas Gerais e as séries de precipitação pluviométrica variaram de uma região para a outra, sendo possível construir séries históricas entre 15 e 40 anos relacionados através dos totais mensais ano a ano. A partir destes dados foi possível obter o somatório dos meses de cada ano e os totais anuais, para a série de dados estudada. Também, foram obtidos os valores médios mensais da precipitação local, mês a mês. Assim, procedeu à tabulação final dos dados de forma a obter, finalmente, a precipitação e a erosividade (EI_{30}) média anual para a referida série estudada.

Os índices de erosividade (EI_{30}) médios mensais foram calculados através da seguinte equação (Val, 1986):

$$EI_{30} = 125,92 (R_c)^{0.603} \quad (r = 0,986) \quad (1)$$

onde: EI_{30} representou o índice de erosividade (EI_{30}) médio mensal para cada município estudado, e Rc representou o coeficiente de chuva, do mesmo local, dado pelo quociente entre o quadrado da precipitação média mensal pela precipitação média anual.

Os índices de erosividade mês a mês dentro de cada ano foram calculados multiplicando-se o total precipitado referente a um determinado ano da série histórica, pelo valor do índice de erosividade médio mensal contido no mesmo ano. Logo após este cálculo, dividiu-se o valor obtido pela precipitação média mensal do ano em estudo.

$$Ei = (PM * IE) \times PA^{-1} \quad (2)$$

Em que: **Ei** é o valor de índice de erosividade (EI_{30}), **PM** é o total precipitado em um mês, **IE** é o valor do índice de erosividade (EI_{30}) médio mensal e **PA** é o valor da precipitação médio mensal.

O estudo da variabilidade espacial da erosividade foi feito inicialmente, com base nos princípios da geoestatística, a qual representa a variabilidade espacial dos dados, considerando-se apenas a distância que os separa, construindo-se o semivariograma experimental isotrópico, a partir da seguinte expressão (Journel, 1989):

$$\gamma(h) = \frac{1}{2 \times N(h)} \times \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(s+h) + Z(s)]^2 \quad (3)$$

onde: $Z(s+h)$ e $Z(s)$ são valores medidos em locais afastados entre si pela distância h , $N(h)$ é o número de pares de pontos separados pela mesma distância h . A aplicação desta equação pressupõe que a propriedade (variável) atenda a

condição de estacionaridade, onde pelo menos a hipótese intrínseca esteja sendo atendida (Journel & Huijbregts, 1978).

Com base nas características do semivariograma foi ajustado o modelo exponencial a todas as séries, por este já ter sido previamente aplicado, com sucesso, por outros trabalhos que analisaram a variabilidade espacial de chuvas intensas e precipitações diárias, as quais estão intimamente ligadas à erosividade (Mello et al., 2003a,b; Vieira et al., 1991). O modelo exponencial possui a seguinte estrutura:

$$\gamma(h) = C_0 + C_1 \times \left[1 - \exp\left(\frac{-3 \times h}{a}\right) \right] \text{ para } 0 < h < a \quad (4)$$

onde: C_0 é o efeito pepita, C_1 , patamar – efeito pepita e a o alcance.

O ajuste do semivariograma foi realizado com base no método dos Mínimos Quadrados Ponderados, ou seja, cada ponto do semivariograma possui um peso específico no ajuste da equação 4, o qual é determinado pela quantidade de diferenças associadas à mesma distância, que compõem os respectivos pontos do semivariograma, gerados a partir da equação 3.

Para se desenvolver uma análise complementar e quantitativa da estrutura de dependência espacial, trabalhou-se com o grau de dependência espacial, conforme Cambardella et al. (1994):

$$GD = \left(\frac{P}{P + E} \right) \times 100 \quad (5)$$

onde: GD é o grau de dependência (%), P é o patamar e E, o efeito pepita, ambos extraídos do ajuste do semivariograma. Segundo os autores, pode-se classificar a

estrutura de dependência espacial da seguinte forma: $GD < 25\%$, fraca estrutura; $25\% < GD < 75\%$, estrutura média e $GD > 75\%$, estrutura forte.

Definida a estrutura e o ajuste do semivariograma passou-se à fase de geração dos mapas de krigagem, gerando o comportamento espacial das erosividades na região Sul de Minas Gerais. Para avaliação da possível relação entre o comportamento da erosividade e as características da região, foi desenvolvido um mapa de Krigagem para a variável altitude, a partir de estudo prévio da estrutura de dependência espacial, identificando-se áreas características da região Sul de Minas Gerais, o qual foi sobreposto aos mapas de erosividade gerados. Em todas as fases de análise geoestatística foi utilizado o programa GeoR, desenvolvido por Ribeiro Junior & Diggle (2001).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na Tabela 1 apresentam-se os ajustes dos semivariogramas aos dados de erosividades mensais e anual, bem como para altitude da região Sul de Minas Gerais. É possível analisar que, com exceção dos meses de setembro e outubro, a erosividade apresentou boa estrutura de dependência espacial, com graus de dependência superiores a 75% para a maioria dos meses, caracterizando uma forte estrutura de dependência, ou seja, grande parte das variações é devido à componente espacial das mesmas (Cambardella et al., 1994). Para os meses de janeiro, maio e novembro, detectou-se uma estrutura um pouco inferior, contudo, superior a 70%, podendo ser caracterizada como sendo de médio grau de dependência espacial, mas com a componente espacial apresentando grande influência sobre as variações.

(Inserir Tabela 1 de Parâmetros)

Uma observação importante pode ser feita quanto ao comportamento da erosividade anual, a qual produziu um semivariograma fortemente estruturado (GD aproximado de 88%) e com um alcance da ordem de 288 km, consideravelmente superior aos demais alcances obtidos pelas erosividades mensais. Isto significa que praticamente em qualquer ponto da região haverá influência de todos os outros, uma vez que a dependência espacial existe dentro do raio do alcance. Para as erosividades mensais, encontrou-se um alcance máximo de 187 km para o mês de dezembro, e de 20 km, para fevereiro, havendo, portanto, uma considerável amplitude do mesmo. Mello et al. (2003a) encontraram para o estado de São Paulo alcances da ordem de 270 km para os parâmetros da equação de chuvas intensas, algo bastante ligado à erosividade. Além deste, Mello et al. (2003b), encontraram para chuvas intensas com duração de 60 minutos alcance da ordem de 290 km para o estado de Minas Gerais. No entanto, a intensidade de amostragem deste último produziu um efeito de escala considerável no valor do alcance, já que a área trabalhada consistiu de todo o estado de Minas Gerais. Já Vieira et al. (1991), trabalhando com precipitação diária no estado de São Paulo, encontraram alcances que variaram de 90 a 110 km. Estes trabalhos provam que o alcance de chuvas intensas e grandezas provenientes destas, como a erosividade, produz valores que realmente podem ser variados, conforme os obtidos neste trabalho. Em termos médios, percebe-se que o mesmo está próximo do observado em outros trabalhos.

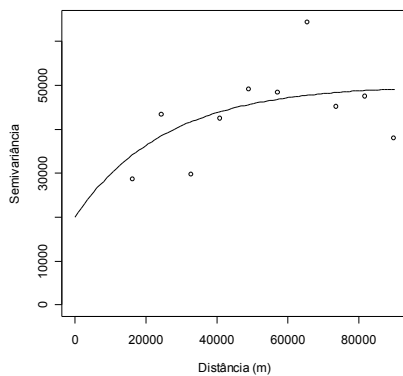
Para os meses de setembro e outubro não foi detectada estrutura de dependência espacial, caracterizando-se um efeito pepita puro, conforme pode-se observar também pela Figura 1, a qual representa, graficamente, os ajustes dos semivariogramas. Verifica-se que a distribuição dos pontos não demonstra haver aumento de semivariância à medida que se aumento à distância, condição normalmente esperada e primordial para existência de dependência espacial. Para todos os demais meses e o anual, observam-se bons ajustes do modelo

exponencial aos pontos do semivariograma. Estes comportamentos podem estar ligados a alguns fatores característicos do clima da região (Cwa e Cwb), onde as chuvas são concentradas no verão e durante o inverno, são escassas. Os meses de setembro e outubro representam uma transição entre o período seco e o período úmido, iniciando-se o respectivo ano hidrológico na região. Isto significa que há elevada variabilidade natural da precipitação, ocorrendo meses com bons índices pluviométricos, num determinado ano, e em outros, praticamente não ocorrendo chuvas. Mesmo em anos com bons índices, não é de se esperar que ocorram intensidades de 30 minutos significativas, pois as precipitações nestes meses, na grande maioria, são consideradas como do tipo ciclônicas (frontais), oriundas de frentes frias, uma vez que as temperaturas ainda sofrem influência do final do inverno, e dificilmente, ocorrerá condição para formação de chuvas convectivas, as quais são de curta duração e alta intensidade, características intimamente relacionadas à erosividade, sendo típicas de verão. Uma outra análise interessante pode ser feita para o comportamento dos semivariogramas ajustados para fevereiro e março, os quais produziram os menores alcances, sendo, respectivamente, de 20 e 41 km. Este comportamento possivelmente está associado à ocorrência de chuvas convectivas, as quais são concentradas neste período e as responsáveis pela maioria dos eventos de 30 minutos de duração. Como estas precipitações ocorrem de forma local, abrangendo áreas pouco extensas, conclui-se que a existência de dependência espacial também ocorrerá num curto raio de ação, em comparação com outros meses, de menor predominância deste tipo de precipitação.

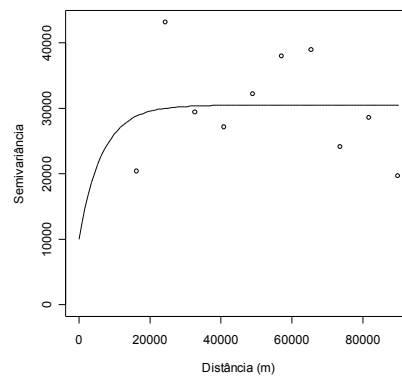
É possível avaliar também que, a altitude também produziu uma boa estrutura de dependência espacial, sendo 58% das variações explicadas pela componente espacial. O alcance encontrado é da ordem de 450 km, caracterizando a existência de dependência espacial, deste atributo, em toda a

região. Este comportamento espacial da altitude é de fundamental importância para explicar possíveis comportamentos da erosividade, principalmente, influências orográficas, já que a região é fortemente influenciada por extensas cadeias montanhosas, como a Serra da Mantiqueira.

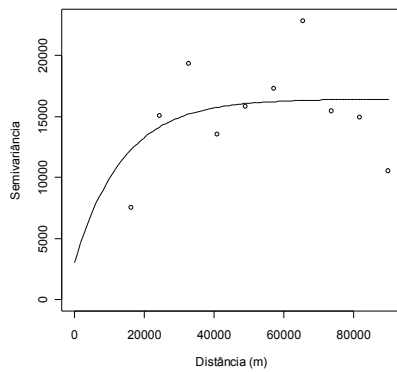
Figura 1. Semivariogramas ajustados aos dados de erosividades mensais e anual e altitude da região Sul de Minas Gerais.



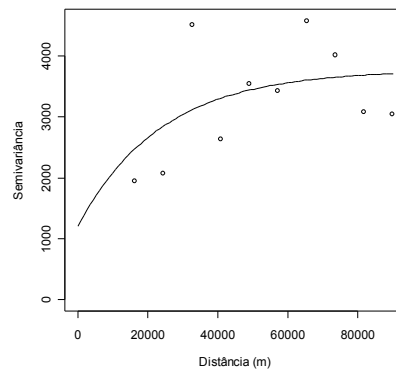
Janeiro



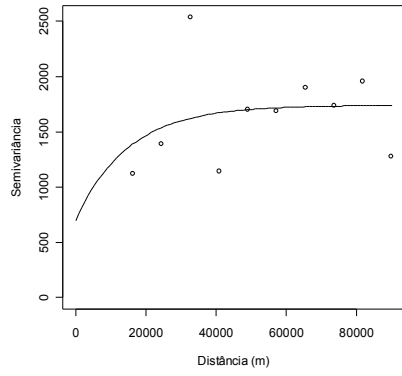
Fevereiro



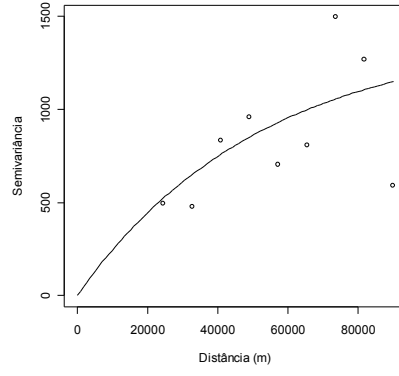
Março



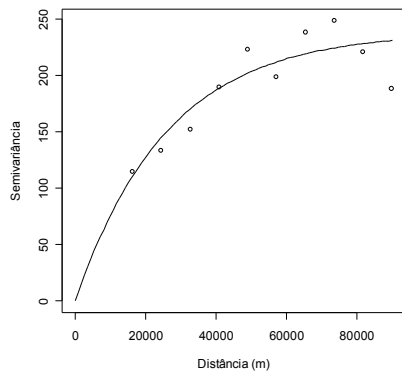
Abril



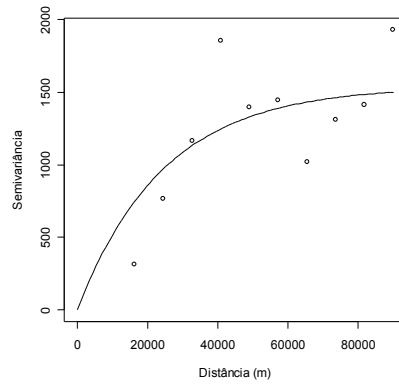
Maio



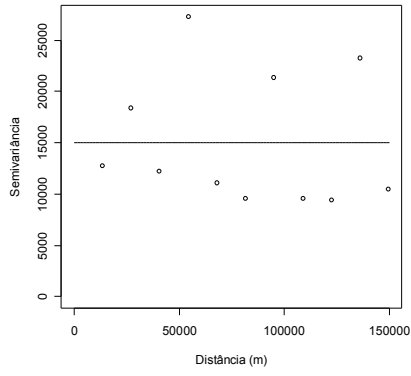
Junho



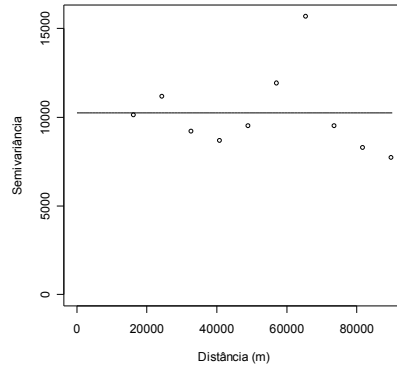
Julho



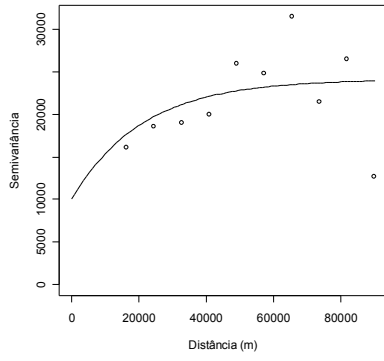
Agosto



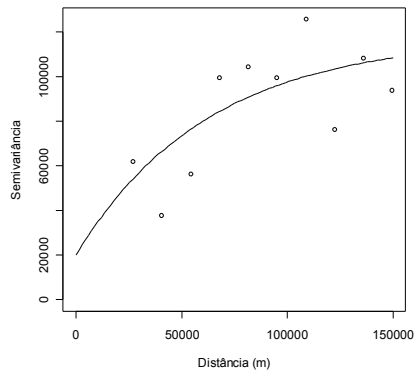
Setembro



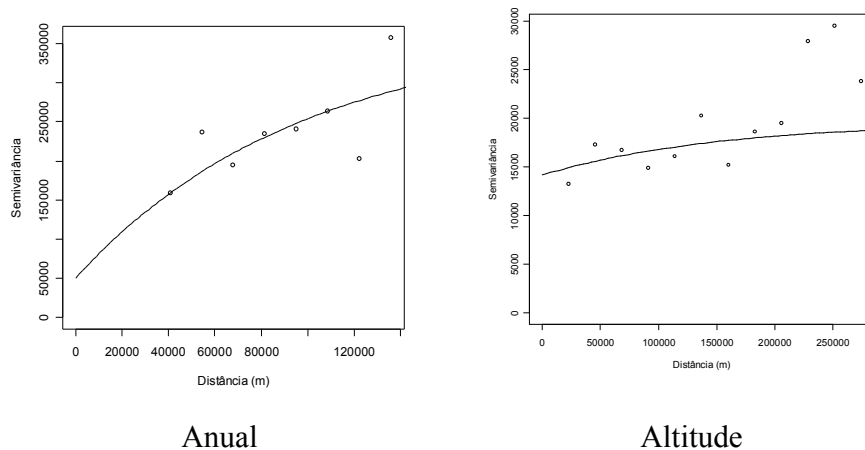
Outubro



Novembro



Dezembro



Na Figura 2 apresenta-se o comportamento espacial da altitude na região. Verifica-se que, em termos gerais, o sul de Minas Gerais, possui uma elevada altitude média (> 900 m) para o padrão brasileiro, havendo importantes inferências nas características climáticas da região. Distinguem-se algumas sub-regiões importantes: a área influenciada pela Serra da Mantiqueira, a qual compreende uma faixa que se inicia no Sudoeste da região, próximo a Poços de Caldas, e se estende em direção Sudeste, prolongando-se até a fronteira da região, próximo à nascente do Rio Grande. Estas áreas apresentam altitudes médias superiores a 980 m, chegando-se facilmente a mais de 1000 m, entre as coordenadas 450000 - 500000 e 7500000 - 7550000. Analisa-se um pequeno gradiente negativo da altitude em direção ao norte da região, onde se detectou as menores altitudes próximas às coordenadas 400000 e 7700000. É nesta área que destaca-se a calha do Rio Grande, a outra importante sub-região. Com base nestes aspectos, é possível fazer-se uma relação espacial do comportamento da erosividade no Sul de Minas, buscando-se possíveis indicadores comportamentais em função das características topográficas da região.

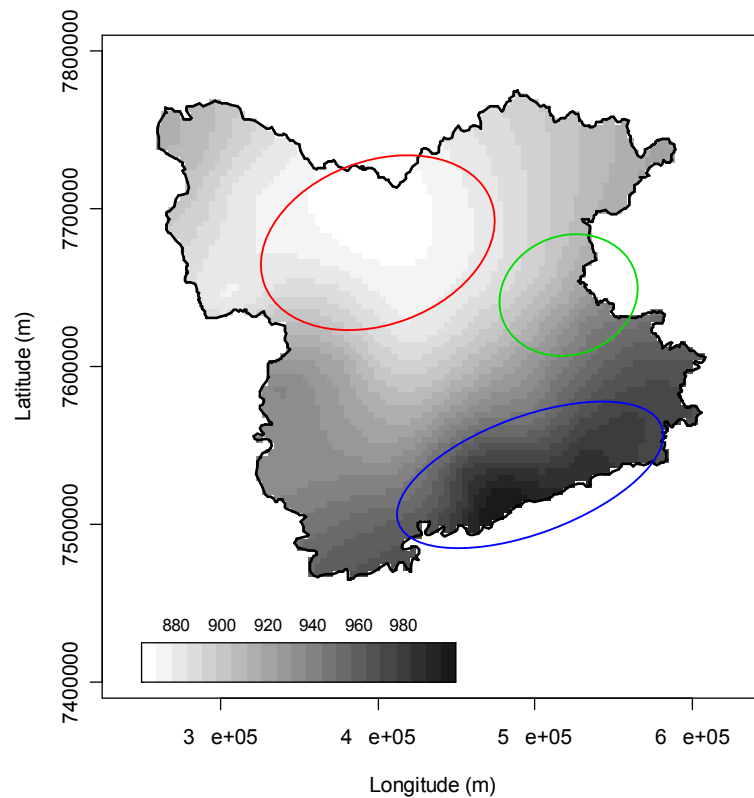


Figura 2. Comportamento espacial da altitude no Sul de Minas Gerais.

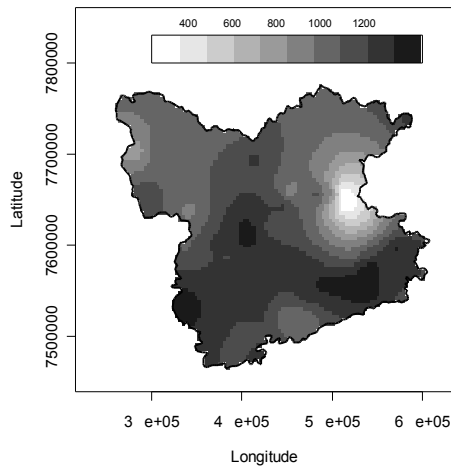
Na Figura 3 apresentam-se mapas de krigagem da erosividade mensal para o período chuvoso, especificamente os meses de novembro, dezembro, janeiro, fevereiro, março e abril. Em todos eles é possível verificar algumas regiões com comportamentos típicos e que se repetem ao longo do período. Observa-se que a região de menor erosividade está, aproximadamente, nas cotas

520000 e 7650000, no centro-leste do Sul de Minas, onde o comportamento da precipitação, verificado por outros trabalhos, como o de Costa et al. (1995), demonstra haver menor ocorrência da mesma, e principalmente, chuvas menos intensas, conforme detectado por Junqueira Junior (2004), implicando-se em menores erosividades. É possível verificar também, com apoio da Figura 3, que ao longo da região da Serra da Mantiqueira há concentração dos maiores valores de erosividade, especialmente na região do Planalto de Poços de Caldas e próximo às coordenadas 500000 e 7550000. Assim, ressalta-se que o comportamento da perda de solo nas diferentes sub-regiões será diferenciado, fazendo-se necessária a adoção de diferentes critérios para implantação de práticas de manejo e controle da erosão.

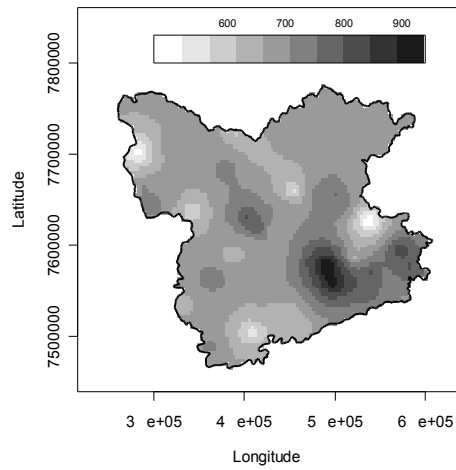
No entanto, verifica-se uma exceção deste comportamento entre as coordenadas 450000 – 500000 e 7500000 – 7550000, a qual corresponde à vertente norte da Serra da Mantiqueira. Há um comportamento caracterizado por uma menor erosividade. Na Figura 2 constata-se que esta área possui as maiores elevações, superando os 1000 m de altitude. Assim, este comportamento pode estar associado ao fato de a Serra de Mantiqueira, neste local, exercer uma barreira física às precipitações orográficas formadas na vertente sul da serra, junto ao Vale do Paraíba, caracterizando uma região com menores intensidades e possivelmente, menor regime hídrico, na vertente norte da Serra. Este comportamento encontra suporte no trabalho de Davis & Naghettini (2000), os quais desenvolveram mapas de isoietas para o estado do Rio de Janeiro e parte da Serra da Mantiqueira, constatando-se menores totais anuais de precipitação neste lado mineiro da Serra.

Uma outra observação importante diz respeito à erosividade consideravelmente alta do centro para o norte da região, o que pode estar ligado à alta taxa de formação de eventos convectivos provocados pela presença de superfície líquida considerável combinada com a presença de planaltos com boa

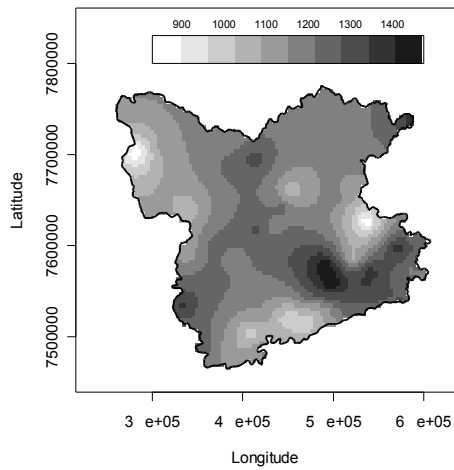
elevação, registrando-se precipitações com intensidade de 30 minutos em quantidade importante durante o período das chuvas.



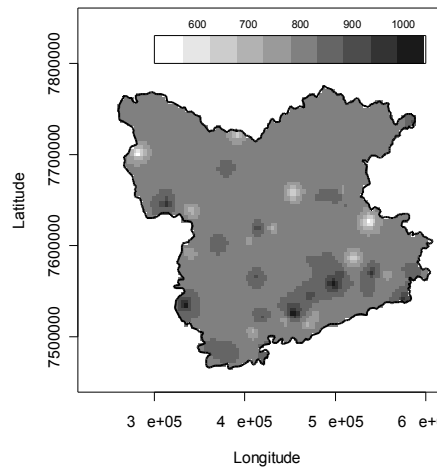
Dezembro



Novembro



Janeiro



Fevereiro

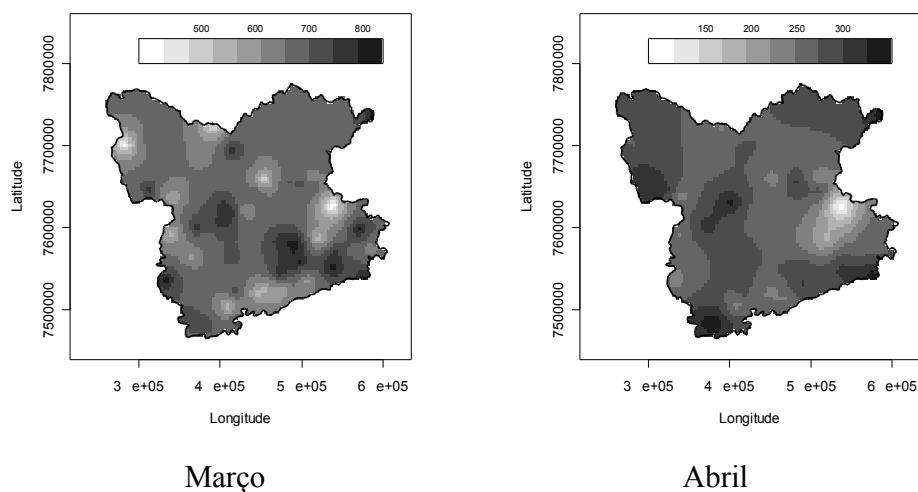
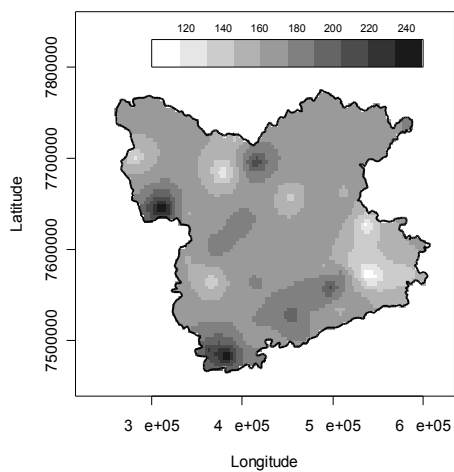
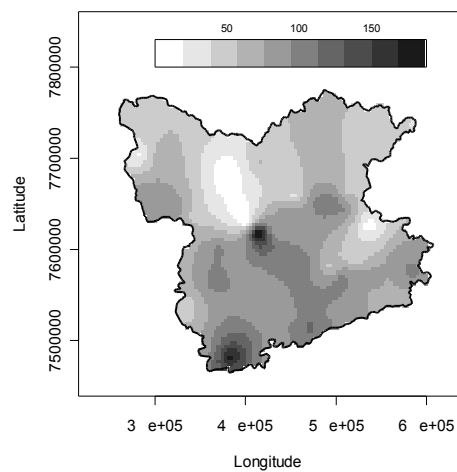


Figura 3. Comportamento espacial da erosividade mensal no período chuvoso na região Sul de Minas Gerais.

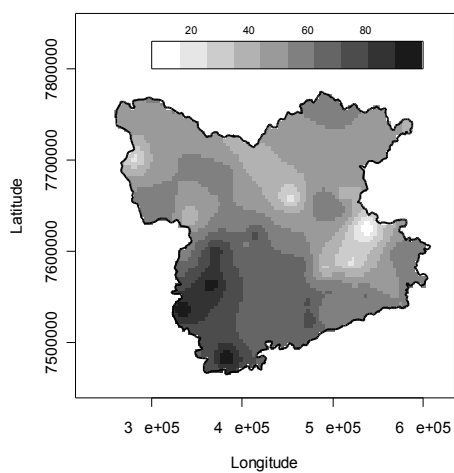
Na Figura 4 encontram-se os mapas de krigagem da erosividade para os meses de maio a agosto, característicos do período seco na região. Verifica-se uma gradativa redução da erosividade nos meses de maio a julho, constatando-se a existência de uma pequena região com valores mais elevados no mês de agosto, além de ligeira recuperação dos valores neste mês. Nesta Figura também verifica-se comportamento semelhante ao da Figura 3, distinguindo-se praticamente as mesmas sub-regiões do período das chuvas. É possível verificar concentração de valores mais elevados próximos às cadeias de montanhas, especialmente aumento gradativo do centro para o sul da região, principalmente de maio a julho. É possível inferir ainda que, durante o período seco, há maior ocorrência de precipitações na região centro-sul do que no sentido centro-norte do Sul de Minas Gerais, ou que há eventos mais intensos, especialmente nos meses de junho a agosto.



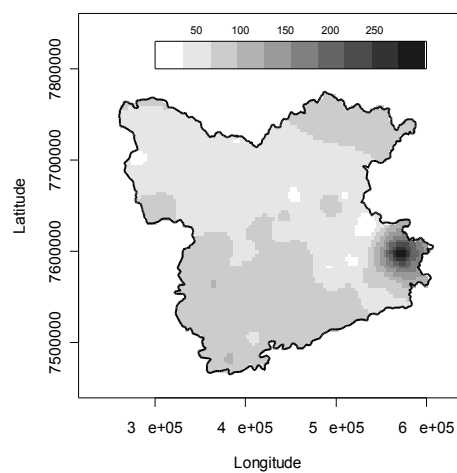
Maio



Junho



Julho



Agosto

Figura 4. Comportamento espacial da erosividade mensal durante o período seco na região Sul de Minas Gerais.

Na Figura 5 apresenta-se o mapa do comportamento espacial da

erosividade anual na região Sul de Minas Gerais. Identifica-se comportamento semelhante ao das erosividades mensais, ou seja, valores mais elevados coincidentes com pontos mais elevados do relevo e regiões de usinas hidrelétricas, com exceção de uma faixa da zona sudeste da região, possivelmente pelo efeito físico de barreira da Serra, conforme comentado anteriormente, e os locais de menor erosividade coincidem com aqueles descritos anteriormente, devido à detecção de intensidades de precipitação de 30 minutos menores neste trecho.

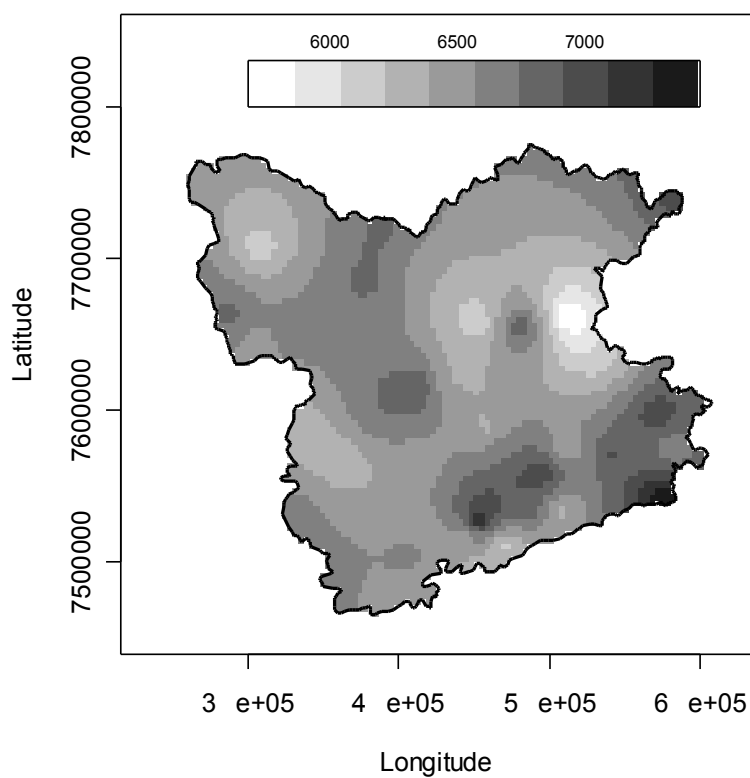


Figura 6. Comportamento espacial da erosividade anual na região Sul de Minas Gerais.

Desta forma, analisa-se que a região Sul de Minas Gerais apresenta elevados padrões de erosividade, os quais estão associados às características climáticas, comportamentos espaciais do relevo e existência de reservatórios de usinas hidrelétricas, onde se constatou maiores erosividades, principalmente, associadas às áreas de maior altitude, como ao longo da Serra da Mantiqueira e em planaltos e serras elevadas no centro-norte da região. Assim, demonstra-se que é de fundamental importância o conhecimento da distribuição espacial da erosividade, especialmente se combinado a mapas de solos e imagens de satélite do uso atual, sendo possível conjecturar sobre pontos ou áreas com maior susceptibilidade à erosão, prevendo possíveis comportamentos da mesma, por meio da aplicação de modelos de forma espacial.

5 CONCLUSÕES

1. Observa-se que a região Sul de Minas Gerais apresenta elevados índices de erosividades, os quais mostraram-se fortemente influenciados pelas condições topográficas da região bem como por locais onde há presença marcante de lagos, próximos a usinas hidrelétricas.
2. Há maior concentração de valores elevados próximo à Serra da Mantiqueira, especialmente no Planalto de Poços de Caldas, onde as altitudes médias superam 1000 m. Os menores valores foram espacialmente encontrados na região centro-leste do Sul de Minas Gerais, próximo a Andrelândia, tendo este comportamento, encontrado suporte nas características climáticas desta região obtidas por outros trabalhos.
3. Foi detectado forte estrutura de dependência espacial, dada pelos graus de dependência maiores que 70%, para a erosividade tanto mensal quanto anual na região Sul do Estado de Minas Gerais, exceção feitas às erosividades dos meses de setembro e outubro, para as quais não se obteve estrutura de dependência. Os alcances encontrados para a erosividade mensal variaram de 19,6 km a 187,4 km e para a anual foi de 288,4 km.
4. Verificou-se também, boa estrutura de dependência espacial para o comportamento da altitude, obtendo-se grau de dependência de 58% e alcance de 450 km, sendo esta última importante para explicar o comportamento espacial da erosividade na região.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BERTOL, I. Avaliação da erosividade da chuva na localidade de Campos Novos (SC) no período de 1981 – 1990. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 29, n. 9, p. 1453-1458, set. 1994.

BERTONI, J.; LOMBARDI NETO, F. **Conservação do solo**. Piracicaba: Ícone, 1990. 355 p.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária. **Normais Climáticas (1961-1990)**. Brasília: Secretaria Nacional de Irrigação. Departamento Nacional de Meteorologia, 1992. 84 p.

BREGT, A. K.; McBRATBEY, A. B.; WOPEREIS, M. C. S. Construction of isolinear maps of soil attributes with empirical confidence limits. **Soil Science Society of American Journal**, Madison, v. 55, n. 1, p. 14-19, Jan./Feb. 1991.

CAMBARDELLA, C. A.; MOORMAN, T. B.; NOVAK, J. M.; PARKIN, T. B.; KARLEN, D. L.; TURCO, R. F.; KONOPKA, A. E. Field-scale variability of soil properties in Central Iowa Soils. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 58, n. 5, p. 1501-1511, Sept./Oct. 1994.

CASTRIGNANO, A.; MAIORANA, M.; FORNARO, F.; LOPEZ, N. Spatial variability of soil strength and its change over time in a durum wheat field in Southern Italy. **Soil & Tillage Research**, Amsterdam, v. 65, n. 1, p. 95-108, Apr. 2002.

CETIN, M.; KIRDA, C. Spatial and temporal change of soil salinity in a cotton field irrigated with low-quality water. **Journal of Hydrology**, Amsterdam, v. 272, n. 1/4, p. 238-249, Mar. 2003.

CHAVES, I. B.; LEITE JÚNIOR, G. P.; MAIA NETO, F. F. Análise da pluviometria e da erosividade das chuvas de Patos (PB). In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CIÊNCIA DO SOLO, 26., Rio de Janeiro, **Anais...** Campinas: Sociedade Brasileira de Ciência do solo, 1997. 1CD-ROM.

CLAK, I. **Practical geostatistics**. Essex: Applied Science Publishers, 1979. 129 p.

CONANT, R. T.; PAUSTIAN, K. Spatial variability of soil organic carbon in grassland: implications for detecting change at different scales. **Environmental Pollution**, Oxford, v. 116, n. 1, p. 127-135, 2002. Supplement.

COSTA, M. H.; ALMEIRA, R. M. B.; GODINHO, F. V. **Cartas climáticas do estado de Minas Gerais: precipitação dependente (decendial), duração de veranicos (mensal), frequência de ocorrência de geadas (anual)**. Brasília, 1995. 56 p.

CRESSIE, N. Kriging nonstationary data. **Journal of American Statistical Association**, Alexandria, v. 81, n. 395, p. 625-634, Sept. 1986.

DAVIS, E. G.; NAGHETTINI, M. C. **Estudo de chuvas intensas no estado do Rio de Janeiro**. 2. ed. Brasília: CPRM, 2000. 1CD-ROM.

DIGGLE, P. J.; RIBEIRO JÚNIOR, P. J. Model based geostatistics. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 14. , Caxambu, 2000. **Publicação especial**. São Paulo: ABE, 2000. 129 p.

FOURNIER, F. **Climat et erosion**. Paris, Press Universitaire de France, 1960. 201 p.

GASTON, L. A.; LOCKE, M. A.; ZABLOTOWICZ, R. M.; REDDY, K. N. Spatial variability of soil properties and weed population in the Mississippi delta. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 18, n. 2, p. 449-459, Mar./Apr. 2001.

GONÇALVES, A. C. A. **Variabilidade espacial de propriedades físicas do solo para fins de manejo de irrigação**. 1997. 118 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba.

GOOVARERTS, P. Geostatistical tools for characterizing the spatial variability of microbiological and physico-chemical soil properties. **Biology and Fertility of Soils**, Berlin, v. 27, n. 4, p. 315-334, Sept. 1998.

HUDSON, N. **Soil conservation**. 3. ed. Ames: Iowa State University Press, 1995. 391 p.

ISSAKS, E. H.; SRIVASTAVA, R. M. **Na introduction to applies geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561 p.

JOURNEL, A. G. **Fundamentals of geostatistics in five lessons**. Washington: American Geophysical Union, 1989. 40 p.

JOURNEL, A. G.; HUIJBREGTS, Ch. J. **Mining geostatistics**. London: Academic Press, 1978. 600 p.

JUNQUEIRA JUNIOR, J. A. **Chuvas prováveis e intensas para a região Alto Rio Grande à montante da represa de Camargos/CEMIG**. 2004. 45 p. Monografia (Graduação) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

LOMBARDI NETO, F. **Rainfall erosivity - its distribution and relationship with soil loss at Campinas, Brazil**. 1977. 53 p. Dissertação (Mestrado) - Purdue University, West Lafayette.

MARQUES, J. J. G. S. M. **Estimativas e comparações dos fatores erosividade das chuvas e erodibilidade de solos com horizonte B textural no Brasil**. 1996. 119 p. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, MG.

MATHERON, G. **The theory of regionalized variables and its applications**. Fointanebleu: Cahiers du Centre de Morphologie Mathématique de Fointanebleu, 1971. 211 p.

MCBRATNEY, A. B.; PRINGLE, M. J. Estimating average and variograms of soil properties and their potential use in precision agriculture. **Precision Agriculture**, Minnesota, v. 1, p. 125-152, 1999.

MCBRATNEY, A. B.; WEBSTER, R. Choosing functions for semi-variograms of soil properties and fitting them to sampling estimates. **Journal of Soil Science**, London, v. 37, n. 4, p. 617-639, Dec. 1986.

MELLO, C. R. de; LIMA, J. M.; SILVA, A. M.; MELLO, J. M.; OLIVEIRA, M. S. de. Krigagem e inverso do quadrado da distância para interpolação dos parâmetros da equação de chuvas intensas. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 5, p. 925-933, set./out. 2003.

MELLO, C. R. de; SILVA, A. M.; LIMA, J. M.; FERREIRA, D. F.; OLIVEIRA, M. S. de. Modelos matemáticos para predição da chuva de projeto para regiões do estado de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, Campina Grande, v. 7, n. 1, p. 121-128, jan./abr. 2003.

MORAIS, L. F. B. de.; SILVA, V. de; NASCHENVEN, T. M. de C.; HARDOIN, P. C.; ALMEIDA, J. E. L. de; WEBER, O. L. dos S.; BOEL, E.; DURIGON, V. Índice EI30 e sua relação com o coeficiente de chuva do sudoeste do Mato Grosso. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, n. 3, p. 339-344, set./dez. 1991.

MORETI, D.; CARVALHO, M. P.; MANNIGEL, A. R.; MEDEIROS, L. R. Importantes características de chuva para a conservação do solo e da água no Município de São Manuel (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 27, n. 4, p. 713-725, jul./ago. 2003.

OLIVEIRA JÚNIOR, R. C.; MEDINA, B. F. A erosividade das chuvas em Manaus (AM). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 14, n. 2, p. 235- 239, maio/ago. 1990.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. How geostatistics can help you. **Soil Use and Management**, London, v. 7, n. 4, p. 206-217, Dec. 1991.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. Kriging: a method of interpolation for geographical information systems. **International Journal of Geographical Information Systems**, Hants, v. 4, n. 3, p. 313-332, 1990.

PISSARRA, T. C. T.; CARVALHO, M. P.; CHUEIRE, F. B. Erosividade da chuva de Pereira Barreto (SP): distribuição, período de Retorno e probabilidade de ocorrência. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 13., 2000, Ilhéus. **Anais...** Ilhéus, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. 1CD-ROM.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J. **Métodos geoestatísticos no estudo da variabilidade espacial de parâmetros do solo**. 1995. 99 p. Dissertação (Mestrado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

RIBEIRO JÚNIOR, P. J.; DIGGLE, P. J. GeoR: a package for geostatistical analysis. **R News**, Madison, v. 1, n. 2, p. 15-18, 2001.

ROBINSON, G. K. A role for variograms. **Australian Journal of Statistics**, Canberra, v. 32, n. 3, p. 327-335, 1990.

ROQUE, C. G.; CARVALHO, M. P.; PRADO, R. M. Fator erosividade da chuva de Piraju (SP) distribuição, probabilidade de ocorrência, período de retorno e correlação com o coeficiente de chuva. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v. 25, n. 1, p. 147-156, jan./mar. 2001.

RUFINO, R. L.; BISCAIA, R. C. M.; MERTEN, G. H. Determinação do potencial erosivo da chuva do estado do Paraná, através de pluviometria: terceira aproximação. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Campinas, v. 17, n. 3, p. 439-444, set./dez. 1993.

SILVA, A. P. **Variabilidade espacial de atributos físicos do solo, Piracicaba**. 1988. 105 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba.

SILVA, M. L. N.; CURTI, N.; FERREIRA, M. M.; FONSECA, S.; MARTINS, S. G. Erosividade das chuvas na região dos tabuleiros costeiros, Município de Aracruz (ES) – Primeira aproximação. In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 13., Ilhéus, 2000. **Anais...** Ilhéus: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 2000. 1CD-ROM.

SILVA, M. L. N.; FREITAS, P. L.; BLANCANEUX, P.; CURTI, N. Índice de erosividade de chuva da região de Goiânia (GO). In: REUNIÃO BRASILEIRA DE MANEJO E CONSERVAÇÃO DO SOLO E DA ÁGUA, 11., Águas de Lindóia, 1996. **Anais...** Águas de Lindóia: Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1996. 1CD-ROM.

STENGER, R.; PRIESACK, E.; BEESE, F. Spatial variation of nitrate-N and related soil properties at the plot-scale. **Geoderma**, Madison, v. 105, n. 3/4, p. 259-275, Feb. 2002.

TRANGMAR, B. B.; YOST, R. S.; UEHARA, G. Application of geostatistics to spatial studies of soil properties. **Advances in Agronomy**, New York, v. 38, p. 45-94, 1985.

VAL, L. A.; BAHIA, V. G.; FREIRE, J. C.; DIAS JÚNIOR, M. S. Erosividade das chuvas em Lavras – MG. **Ciência e Prática**, Lavras, v. 10, n. 2, p. 199-209, jul./dez. 1986.

VIANA DA MATA, J. D.; GONÇALVES, A. C. A.; VIEIRA, S. R.; FOLEGATTI, M. V. Relação entre produtividade e resistência a penetração em área irrigada por pivô central, sob dois sistemas de preparo. **Acta Scientiarum Naturalium Universitatis**, Skopje, v. 21, n. 3, p. 519-525, 1999.

VIEIRA, S. R. **Uso da geoestatística em estudos de variabilidade espacial**. Campinas: IAC, 1995. 61 p. (Curso de atualização em conservação do solo).

VIEIRA, S. R.; NIELSEN, D. R.; BIGGAR, J. W. Spatial variability of field measurement infiltration rate. **Soil Science Society of America Journal**, Madison, v. 45, n. 6, p. 1040-1048, Nov./Dec. 1981.

WEBSTER, R. Quantitative spatial analysis of soil in the field. **Advances in Soil Science**. New York, v. 3, n. 1, p. 1-70, 1985.

WEBSTER, R. Is soil variation random? **Geoderma**, Madison, v. 97, n. 3/4, p. 149-163, sept. 2000.

WEBSTER, R. Statistics to soil research and their presentation. **European Journal of Soil Science**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 331-340, June 2001.

WICHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting rainfall erosion losses: a guide to conservation planning**. Washington: Science and Education Administration – Agriculture Research, 1978. 58 p. (Agriculture Handbook, n. 537).

YANAI, J.; LEE, C. K.; KAHO, T.; IIDA, M.; MATSUI, T.; UMEDA, M.; KOSAKI, T. Geo-statistical analysis of soil chemical properties and rice yield in a paddy field and application to the analysis of yield-determining factors. **Soil Science and Plant Nutrition**, Tokyo. v. 47, n. 2, p. 291-301, June 2001.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)