



**FABIO ARNALDO POMAR AVALOS**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA  
ERODIBILIDADE DO SOLO E RELAÇÕES  
COM A PAISAGEM NA SUB-BACIA DAS  
POSSES, EXTREMA – MG**

**Lavras-MG**

**2016**

**FABIO ARNALDO POMAR AVALOS**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ERODIBILIDADE DO SOLO E  
RELAÇÕES COM A PAISAGEM NA SUB-BACIA DAS POSSES,  
EXTREMA – MG**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, área de concentração em Recursos Ambientais e Uso da terra, para a obtenção do título de Mestre.

Orientador

Dr. Marx Leandro Naves Silva

Coorientador

Dr. Marcelo Silva de Oliveira

Coorientadora

Dra. Angela Dayana Barrera de Brito

**LAVRAS-MG**

**2016**

**Ficha catalográfica elaborada pelo Sistema de Geração de Ficha Catalográfica da Biblioteca  
Universitária da UFLA, com dados informados pelo(a) próprio(a) autor(a).**

Avalos, Fabio Arnaldo Pomar.

Variabilidade espacial da erodibilidade do solo e relações com a paisagem na Sub-bacia das Posses, Extrema – MG / Fabio Arnaldo Pomar Avalos. – Lavras : UFLA, 2016.

47 p. : il.

Dissertação (mestrado acadêmico)–Universidade Federal de Lavras, 2016.

Orientador(a): Marx Leandro Naves Silva.

Bibliografia.

1. Conservação do solo. 2. Geoestatística. 3. Atributos de terreno. 4. USLE. 5. EUPS. I. Universidade Federal de Lavras. II. Título.

**FABIO ARNALDO POMAR AVALOS**

**VARIABILIDADE ESPACIAL DA ERODIBILIDADE DO SOLO E  
RELAÇÕES COM A PAISAGEM NA SUB-BACIA DAS POSSES,  
EXTREMA – MG**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Lavras, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Ciência do Solo, área de concentração em Recursos Ambientais e Uso da terra, para a obtenção do título de Mestre.

APROVADA em 23 de março de 2016.

Dra. Michele Duarte de Menezes      UFLA

Dr. Ronaldo Luiz Mincato              UNIFAL

Dr. Marx Leandro Naves Silva

Orientador

Dr. Marcelo Silva de Oliveira

Coorientador

Dra. Angela Dayana Barrera de Brito

Coorientadora

**LAVRAS – MG**

**2016**

## **AGRADECIMENTOS**

À Organização dos Estados Americanos, ao Grupo Coimbra de Universidades Brasileiras e à Universidade Federal de Lavras, especialmente ao Departamento de Ciência do Solo, pela seleção e a oportunidade.

À CAPES, pela concessão da bolsa de mestrado. À FAPEMIG e ao CNPq.

À Secretaria de Meio Ambiente da Prefeitura Municipal de Extrema – MG pelo apoio e suporte logístico à pesquisa.

Aos professores Marx Leandro Naves Silva, Marcelo Silva de Oliveira e Angela Dayana Barrera de Brito pela orientação, paciência e disposição para ajudar.

A todos os colegas e amigos do Departamento de Ciência do Solo, pois sem eles... O que seria de mim sem eles?

À minha mãe, Florencia, pelo amor e apoio incondicional e à minha família pelo amor de sempre.

**MUITO OBRIGADO!**

## **RESUMO**

As perdas de solo, água, nutrientes e matéria orgânica, causadas pela erosão hídrica, estão entre as maiores ameaças ao desenvolvimento sustentável, à segurança alimentar e à conservação dos ecossistemas. A modelagem e representação espacial dos fatores que determinam os processos erosivos são fundamentais para a conservação do solo. Portanto, o objetivo do presente estudo foi avaliar as relações entre diferentes componentes da paisagem com a erodibilidade do solo na Sub-bacia Hidrográfica das Posses, Extrema, MG. O método utilizado foi a krigagem por regressão. Verificou-se que há relação entre a erodibilidade do solo e variáveis topográficas como a pedofoma, índice de umidade topográfica e declividade do terreno, as quais condicionam a sua variabilidade espacial. A relação estabelecida propiciou o mapeamento da erodibilidade para a sub-bacia. Os mapas obtidos são uma informação muito importante para a modelagem dos processos erosivos na sub-bacia, assim como o estabelecimento de práticas de conservação do solo. Porém, foram identificadas algumas divergências entre os dados gerados pelo modelo utilizado e os obtidos diretamente.

Palavras-chave: Fator K. Atributos de terreno. Geoestatística. Conservação do solo.

## **ABSTRACT**

Losses of soil, water, nutrients, and organic matter, caused by water erosion, are among the greatest threats to sustainable development, food security and conservation of ecosystems. Modeling and spatial representation of the factors that determine the erosive processes are essential for soil conservation. Therefore, the aim of this study was to evaluate the relationship between different components of the landscape with soil erodibility in the Posses small watershed, Extrema, MG. The method used was regression kriging. It was found that there is a relationship between soil erodibility and topographic variables such as landform, topographic wetness index and terrain slope, which affect the spatial variability of soil erosion propensity. The established relationship allowed mapping the erodibility in the sub-basin. The resulting maps provide important information for modeling of erosion processes in the sub-basin, as well as the establishment of soil conservation practices. However, it was identified some discrepancies between the data generated by the model and those obtained directly in erosion plots.

Keywords: K factor. Terrain attributes. Geostatistics. Soil conservation.

## SUMÁRIO

<b>PRIMEIRA PARTE.....</b>	<b>8</b>
<b>1 INTRODUÇÃO GERAL.....</b>	<b>8</b>
<b>2 REFERENCIAL TEORICO.....</b>	<b>9</b>
<b>2.1 Erodibilidade do solo.....</b>	<b>9</b>
<b>2.2 Determinação direta.....</b>	<b>10</b>
<b>2.3 Determinação indireta.....</b>	<b>12</b>
<b>2.4 Krigagem por regressão (KR).....</b>	<b>14</b>
<b>2.4.1 Componente determinístico.....</b>	<b>15</b>
<b>2.4.2 Componente espacial.....</b>	<b>15</b>
<b>3 CONSIDERAÇÕES GERAIS.....</b>	<b>17</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>18</b>
<b>SEGUNDA PARTE.....</b>	<b>21</b>
<b>ARTIGO: Modelagem da distribuição espacial da erodibilidade do solo na Sub-Bacia Hidrográfica das Posses, Extrema-MG.....</b>	<b>21</b>
<b>1 INTRODUÇÃO.....</b>	<b>23</b>
<b>2 MATERIAL E MÉTODOS.....</b>	<b>24</b>
<b>2.1 Área de estudo.....</b>	<b>24</b>
<b>2.2 Determinação pontual da erodibilidade do solo.....</b>	<b>26</b>
<b>2.4 Validação.....</b>	<b>31</b>
<b>3 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....</b>	<b>33</b>
<b>4 CONCLUSÕES.....</b>	<b>43</b>
<b>REFERÊNCIAS.....</b>	<b>44</b>



## **PRIMEIRA PARTE**

### **1 INTRODUÇÃO GERAL**

As perdas de solo, água, nutrientes e matéria orgânica, causadas pela erosão hídrica em agroecossistemas de manejo deficiente, estão entre as maiores ameaças ao desenvolvimento sustentável, à segurança alimentar e à conservação dos ecossistemas. A modelagem dos processos erosivos do solo tem auxiliado no entendimento, manejo e controle dos fatores que os determinam (PANAGOS et al., 2015). Porém, há importantes problemas e limitações para sua aplicação. Salienta-se, dentre eles, as dificuldades no estabelecimento de experimentos que representem as condições de campo em que esses processos acontecem e a sua variabilidade espacial e sazonal. Um dos fatores determinantes das perdas de solo, além da erosividade das chuvas, é a erodibilidade do solo, a qual é base de diferentes modelos de erosão, planejamento do uso da terra e práticas de conservação. A erodibilidade reflete a susceptibilidade do solo à erosão hídrica e é determinada por atributos inerentes a cada solo.

Os atributos do solo são resultado de interações ecossistêmicas muito complexas. Portanto, podem ser assumidos como variáveis aleatórias, o que permite a sua análise quantitativa (OLIVER; WEBSTER, 2014). A vantagem da análise quantitativa é que permite aplicar métodos geoestatísticos que consideram o efeito de diferentes fatores sobre uma variável analisada. Além do mais, sob o escopo da teoria da variável regionalizada (MATHERON, 1965), uma variável aleatória pode ser avaliada assumindo a presença de autocorrelação espacial sob algum nível espacial de análise. No entanto, há fatores que podem condicionar a variabilidade global da mesma, no caso específico do solo, salienta-se o relevo (SOUZA et al., 2003).

Desse modo, o objetivo do presente estudo foi avaliar as relações entre a paisagem e a erodibilidade do solo na Sub-bacia Hidrográfica das Posses, Extrema, MG.

## 2 REFERENCIAL TEORICO

### 2.1 Erodibilidade do solo

A erosão hídrica é o trabalho mecânico de desgaste do solo realizado pela ação da água. No Brasil, é um problema ambiental que envolve importantes implicações econômicas e sociais (OLIVEIRA et al., 2013). O modelo mais usado para representar esse processo é a Equação Universal de Perdas de Solo (EUPS), proposta por Wischmeier e Smith (1978):

$$A = R \times K \times LS \times C \times P \quad (1)$$

Em que: A é a perda de solo ( $t \text{ ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ), R é a erosividade da chuva ( $\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1} \text{ ano}^{-1}$ ), K é a erodibilidade do solo ( $t \text{ h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ ), LS é o fator topográfico (adimensional), C representa a cobertura vegetal (adimensional) e P às práticas conservacionistas (adimensional).

Como se pode observar na EUPS, o significado do termo erodibilidade do solo é diferente do termo perda de solo. A taxa de erosão de solo, A, pode ser mais influenciada pela declividade e pelas características das chuvas e da cobertura e manejo do que pelas propriedades inerentes ao solo. Alguns solos são erodidos mais rapidamente do que outros, embora os outros fatores sejam os mesmos. Essa diferença causada pelas propriedades inerentes ao solo é referida como a

erodibilidade do solo (WISCHMEIER; JOHNSON; CROSS, 1971). A erodibilidade do solo é a vulnerabilidade dele à erosividade da chuva ou da água corrente e depende de muitos fatores. Dentre estes fatores destacam-se a textura e a estrutura do solo. Por exemplo, um solo com agregação fraca é mais erodível do que um que tem agregados estáveis, e uma argila dispersa é mais erodível do que uma floclada (HILLEL, 1998).

Um solo com baixo fator de erodibilidade pode apresentar sérios sinais de erosão, quando ocorre em encostas compridas ou declivosas com numerosas chuvas de alta intensidade. Ao contrário, um solo com alto fator de erodibilidade, pode não apresentar evidências de erosão sob declividades e chuvas leves, ou quando tem boas práticas de manejo. Isso ilustra a dificuldade da quantificação das diferenças na susceptibilidade do solo à erosão com base em observações de campo. Assim, a determinação direta do fator K deve ser feita independentemente dos efeitos dos outros fatores da EUPS (HILLEL, 1998; WISCHMEIER; SMITH, 1978).

## **2.2 Determinação direta**

Conforme Wischmeier e Smith (1978), o fator K da EUPS é um valor determinado em parcela padrão, a partir de experimentos bem replicados. A parcela tem um comprimento de 22,4 m, declividade uniforme de 9 % e é mantida descoberta durante o experimento. Com os dados de perdas de solo e a erosividade da chuva, o cálculo de K é feito ajustando uma regressão linear entre A e R, onde  $K = A/R$ , ou seja, é o coeficiente angular da reta ajustada (Figura 1).

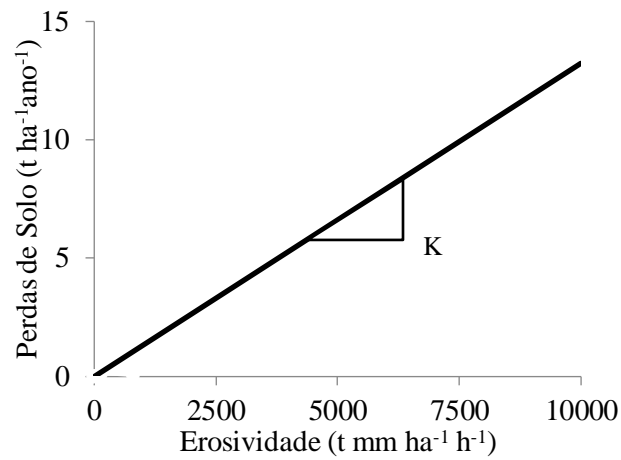


Figura 1 Exemplo da determinação direta do fator K (coeficiente angular) baseada nos dados de perdas de solo e a erosividade das chuvas registradas em parcela padrão, adaptado de Amorim et al. (2009)

Atualmente, no Brasil, conta-se com 45 dados obtidos de maneira direta, tanto sob chuva natural como simulada (Figura 2). A baixa disponibilidade de dados experimentais destaca a importância da aplicação de métodos de estimativa indiretos, assim como a modelagem da representação espacial do fator K (PANAGOS et al., 2012, 2014).

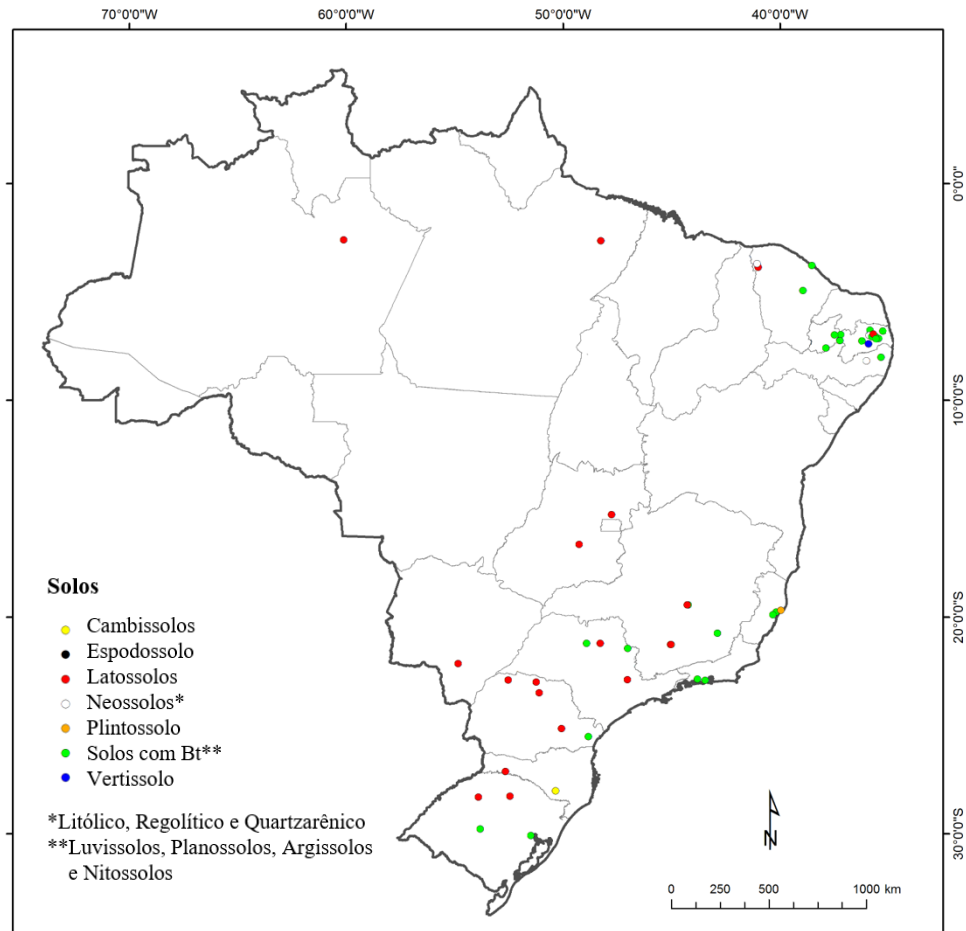


Figura 2 Erodibilidade obtida de maneira direta para o Brasil, elaborado com base em: Denardin (1990), Eduardo et al. (2013), Marques et al. (1997), Martins et al. (2011), Schick et al. (2002) e SILVA et al. (2009)

### 2.3 Determinação indireta

Devido às dificuldades operacionais na determinação direta da erodibilidade do solo, Wischmeier e Smith (1971), com base em dados

experimentais de diferentes solos dos Estados Unidos, desenvolveram uma aproximação indireta: o nomograma (Figura 3). O nomograma visa estimar a erodibilidade baseando-se em dados obtidos rotineiramente, sendo eles: teor de silte, areia muito fina, matéria orgânica, estrutura e permeabilidade do solo.

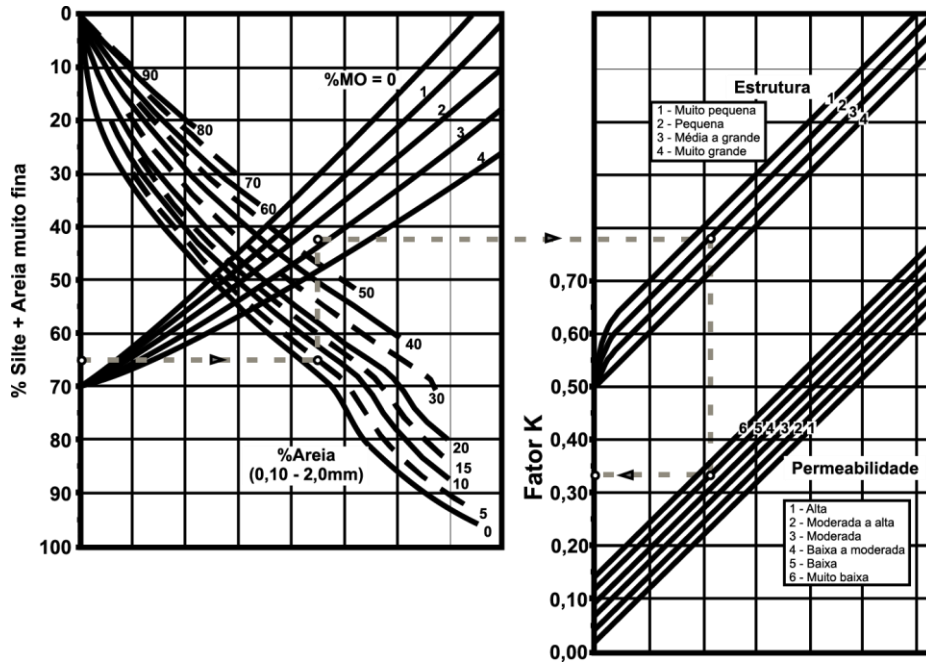


Figura 3 Nomograma empregado para a determinação indireta da erodibilidade do solo  
Fonte Wischmeier et al. (1971)

Embora existam trabalhos que registram baixa correlação entre os valores obtidos pelo nomograma e os obtidos experimentalmente em solos brasileiros (DENARDIN, 1990; MARQUES et al., 1997a; SILVA et al., 1999), globalmente é a aproximação mais utilizada (AUERSWALD et al., 2014; PANAGOS et al., 2012; ZHANG et al., 2004, 2008).

## 2.4 Krigagem por regressão (KR)

A Krigagem por regressão é baseada no modelo da variável regionalizada, proposto por Matheron (1969), onde o modelo é aplicado para a estimativa de variáveis espacialmente contínuas. Ele estipula que uma variável regionalizada, que neste caso a variável resposta é a erodibilidade do solo  $Z(s)$ , é resultado de uma função aditiva de um componente determinístico  $m(s)$ , um componente espacial  $\varepsilon'(s)$  e o erro aleatório  $\varepsilon''$  que não pode ser modelado:

$$Z(s) = m(s) + \varepsilon' + \varepsilon'' \quad (2)$$

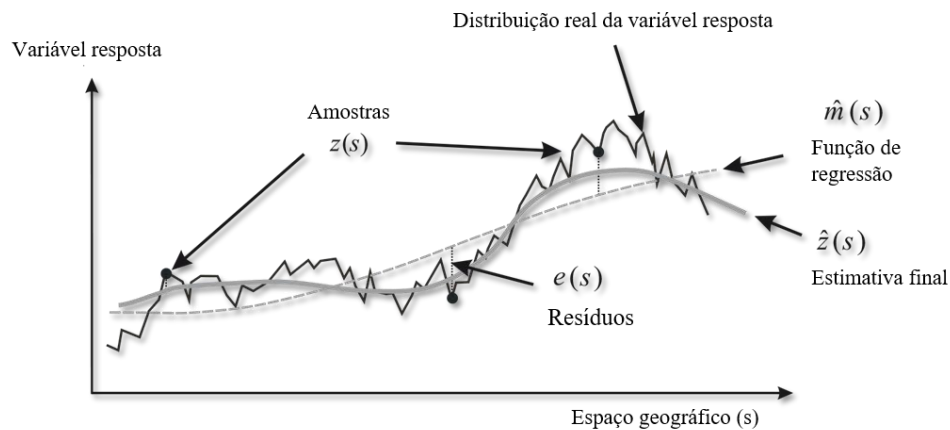


Figura 4 Exemplo esquemático do conceito de krigagem por regressão  
Fonte Hengl (2009)

Na KR, cada componente do modelo é avaliado individualmente, gerando como resultado duas superfícies contínuas (Figura 4). A primeira é a estimativa do componente determinístico  $e$ , a segunda, a interpolação dos resíduos. Posteriormente, ambos são adicionados para obter a estimativa final.

### **2.4.1 Componente determinístico**

O componente determinístico é estimado por um modelo de regressão linear. Este componente visa modelar a variação ou tendência global da variável resposta. No caso de atributos de solo, destaca-se a relação entre atributos topográficos do terreno e os processos pedogenéticos determinados por eles (MENEZES et al., 2013; TEN CATEN et al., 2011).

Visto que é frequente a análise de grande número variáveis explanatórias, é recomendável, para a regressão, a diminuição da dimensão do conjunto preditivo (HENGL; ROSSITER; STEIN, 2003). Para isso, uma opção é o uso da Análise de Componentes Principais (ACP), em que as variáveis analisadas são transformadas em componentes ortogonais, o que garante a redução de variáveis redundantes e atenua o efeito de multicolinearidade na estimativa dos coeficientes da regressão (TEN CATEN et al., 2011).

### **2.4.2 Componente espacial**

A modelagem do componente determinístico gera resíduos, os quais espera-se que apresentem autocorrelação espacial, distribuição normal e uma média igual a zero. A determinação estatística do fenômeno de autocorrelação espacial de uma variável é feita por meio da função de semivariância. A semivariância é determinada pela distância de separação entre os pontos amostrados e a diferença causada por esse afastamento (VIEIRA et al., 1983). A determinação de semivariogramas empíricos e teóricos, técnica conhecida como variografia, é fundamental tanto para a avaliação da variabilidade espacial de um atributo do solo, como para a estimativa geoestatística, servindo como base para métodos interpoladores como a krigagem (CRESSIE, 1993; VIEIRA et al., 1983).



Os parâmetros que servem para o ajuste de um semivariograma são: efeito pepita ( $C_0$ ), contribuição ( $C_1$ ), patamar ( $C_0 + C_1$ ) e alcance ( $A$ ) (Figura 5). Tais parâmetros são empregados para ajustar modelos teóricos com base em variogramas empíricos. Na literatura podem ser encontrados diferentes modelos teóricos, também referidos como modelos autorizados, como: esférico, exponencial, linear, dentre outros. Quando não se detecta uma estrutura espacial, isto é quando não é possível, por causa da amostragem ou da escala de análise (OLIVER; WEBSTER, 2014), é assumido o efeito pepita puro.

Com base na análise variográfica dos resíduos é interpolada uma superfície contínua por krigagem simples. Onde a estimativa de um ponto não amostrado é feita com base em um vetor de pesos, que é determinado pela estrutura espacial representada pelo modelo variográfico ajustado (HENGL; HEUVELINK; ROSSITER, 2007).

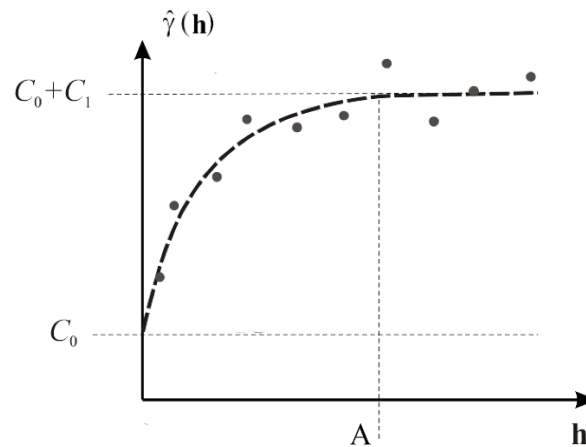


Figura 5 Parâmetros do semivariograma:  $\hat{\gamma}(h)$  semivariância,  $h$ : afastamento entre amostras,  $C_0$ : efeito pepita,  $C_1$ : contribuição,  $C_0 + C_1$ : patamar e  $A$ : alcance, adaptado de Hengl (2009)

A função que adiciona o componente determinístico e o componente espacial é apresentada a seguir:

$$\hat{Z}(s) = \sum_{k=0}^p \hat{\beta}_k \cdot q_k(s_0) + \sum_{i=1}^n \lambda_i \cdot e(s_i) + \varepsilon'' \quad (3)$$

Em que:  $\hat{\beta}_k$  são os coeficientes estimados pelo modelo de regressão,  $q_k$  são as variáveis preditivas em cada ponto ( $s_0$ ),  $\lambda_i$  são as ponderações da Krigagem determinadas pela dependência espacial dos resíduos e  $e(s_i)$  são os resíduos na localização ( $s_i$ ).

### 3 CONSIDERAÇÕES GERAIS

A erodibilidade do solo é resultado de interações entre atributos do solo, que por sua vez são determinados por processos pedogenéticos da paisagem.

A paisagem determina a variabilidade do solo, que por sua vez pode explicar o fator K (inerente ao solo). Muito embora a paisagem não está relacionada diretamente com a erodibilidade.

Portanto, espera-se que a adição de variáveis explanatórias, que representam a variabilidade do relevo, para a modelagem da tendência global de uma variável regionalizada, melhore a sua estimativa em uma região com paisagem bastante movimentada.

## REFERÊNCIAS

AMORIM, R.; SILVA, D.; PRUSKI, F. Principais modelos para estimar as perdas de solo em áreas agrícolas. In: UFV (Ed.); **Conservação de solo e água: práticas mecânicas para o controle da erosão hídrica**. Viçosa: UFV, 2009. P.74–107.

AUERSWALD, K. et al. Use and misuse of the K factor equation in soil erosion modeling: An alternative equation for determining USLE nomograph soil erodibility values. **Catena**, v. 118, p. 220–225, jul. 2014.

CRESSIE, N. **Statistics for Spatial Data**. 2. ed. New York: Iowa State University, 1993.

DENARDIN, J. E. **Erodibilidade do solo estimada por meio de parâmetros físicos e químicos**. 1990. 81 p. Tese (Doutorado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piraciaba, 1990.

EDUARDO, E. N. et al. Erodibilidade, fatores cobertura e manejo e práticas conservacionistas em Argissolo Vermelho-Amarelo, sob condições de chuva natural. **Revista Brasileira de Ciencia do Solo**, v. 37, n. 3, p. 796–803, 2013.

HENGL, T. **A Practical Guide to Geostatistical Mapping**. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities, 2009.

HENGL, T.; HEUVELINK, G.; ROSSITER, D. About regression-kriging: From equations to case studies. **Computers & Geosciences**, v. 33, p. 1301–1315, 2007.

HENGL, T.; ROSSITER, D. G.; STEIN, A. Soil sampling strategies for spatial prediction by correlation with auxiliary maps. **Australian Journal of Soil Research**, v. 41, n. 8, p. 1403, 2003.

HILLEL, D. **Environmental Soil Physics: Fundamentals, applications, and environmental considerations**. Academic Press, 1998. 801p.

MARQUES, J. J. G. S. M. et al. Adequação de métodos indiretos para estimativa da erodibilidade de solos com horizonte B textural no Brasil. **Revista**

**Brasileira de Ciência do Solo**, n. 21, p. 447–456, 1997a.

MARQUES, J. J. G. S. M. et al. Estimativa da erodibilidade a partir de atributos de solos com horizonte B textural no Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 21, p. 457–465, 1997b.

MARTINS, S. G. et al. Erodibilidade Do Solo Nos Tabuleiros Costeiros. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 41, n. 3, p. 322–327, 2011.

MATHERON, G. **Les variables régionalisées et leur estimation**. Paris: Masson, 1965.

MATHERON, G. Part 1 of Cahiers du Centre de morphologie mathématique de Fontainebleau. In: **Le krigeage universel**. École nationale supérieure des mines de Paris, 1969.

MENEZES, M. D. DE et al. Digital soil mapping approach on fuzzy logic and field expert knowledge. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 37, n. 4, p. 287–298, 2013.

OLIVEIRA, A. H. et al. Water erosion in soils under eucalyptus forest as affected by development stages and management systems. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 37, n. 2, p. 159–169, 2013.

OLIVER, M. A.; WEBSTER, R. A tutorial guide to geostatistics: Computing and modelling variograms and kriging. **Catena**, v. 113, p. 56–69, 2014.

PANAGOS, P. et al. Soil erodibility estimation using LUCAS point survey data of Europe. **Environmental Modelling & Software**, v. 30, p. 143–145, 2012.

PANAGOS, P. et al. Soil erodibility in Europe: a high-resolution dataset based on LUCAS. **The Science of the total environment**, v. 479–480, p. 189–200, 2014.

PANAGOS, P. et al. The new assessment of soil loss by water erosion in Europe. **Environmental Science & Policy**, v. 54, p. 438–447, 2015.

SCHICK, J. et al. Erodibilidade de um Cambissolo Húmico sob chuva natural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 38, n. 6, p. 1906–1917, 2002.

SILVA, A. M. et al. Erosividade da chuva e erodibilidade de Cambissolo e Latossolo na região de Lavras, Sul de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 3, p. 1811–1820, 2009.

SILVA, I. F.; ANDRADE, A. P.; CAMPOS FILHO, O. R. Erodibilidade de seis solos do semi-árido paraibano obtida com chuva simulada e método nomográfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 10, p. 283–287, 1986.

SILVA, M. et al. Proposição de modelos para estimativa da erodibilidade de latossolos brasileiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 34, n. 12, p. 2287–2298, 1999.

SILVA, M. et al. Avaliação de métodos indiretos de determinação da erodibilidade de latossolos brasileiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, p. 1207–1220, 2000.

SOUZA, C. K. et al. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um latossolo em Jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 1067–1074, 2003.

TEN CATEN, A. et al. Componentes principais como preditores no mapeamento digital de classes de solos. **Ciência Rural**, v. 41, n. 7, p. 1170–1176, 2011.

VIEIRA, S. R. et al. Geostatistical theory and application to variability of some agronomical properties. **Hilgardia**, v. 51, n. 3, p. 1–75, 1983.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting rainfall erosion losses. A guide to conservation planning**. Washington: USDA, Science and Education Administration, 1978.

WISCHMEIER, W.; JOHNSON, C.; CROSS, B. A soil erodibility nomograph for farmland and construction sites. **Journal of Soil and Water Conservation**, v. 26, n. 5, p. 189–193, 1971.

ZHANG, K. et al. Erodibility of agricultural soils on the Loess Plateau of China. **Soil and Tillage Research**, v. 76, n. 2, p. 157–165, 2004.

ZHANG, K. L. et al. Soil erodibility and its estimation for agricultural soils in China. **Journal of Arid Environments**, v. 72, n. 6, p. 1002–1011, 2008.

## **SEGUNDA PARTE**

### **ARTIGO: Modelagem da distribuição espacial da erodibilidade do solo na Sub-Bacia Hidrográfica das Posses, Extrema-MG**

#### **RESUMO**

A representação espacial da erodibilidade do solo é fundamental para a modelagem de perdas de solo. Os objetivos deste estudo foram a avaliação da relação da erodibilidade da camada superficial do solo com parâmetros do relevo e, com base nesta relação, o mapeamento da erodibilidade do solo em uma sub-bacia hidrográfica. O cálculo da erodibilidade foi baseado no nomograma de Wischmeier e Smith (1978). Foi usado um banco de dados de 147 amostras da camada superficial do solo da Sub-bacia Hidrográfica das Posses, Extrema, MG. As amostras foram divididas em subconjuntos de treinamento e validação. A avaliação do efeito dos parâmetros topográficos na erodibilidade foi feita usando a krigagem por regressão, em que, a tendência global foi modelada por regressão linear múltipla e os resíduos do modelo foram adicionados à tendência estimada. O valor médio de K foi de  $0,0244 \text{ t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$  com um desvio padrão igual a  $0,0038 \text{ t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ . A validação externa do modelo permitiu constatar que o modelo apresentou acurácia adequada para valores de erodibilidade média, sendo que o erro médio final da estimativa não foi significativamente diferente de zero. Porém, verificou-se que o modelo só apresenta bom desempenho para valores de erodibilidade média.

Palavras-chave: Geoestatística. Krigagem. Fator K. Geomorphons.

## ABSTRACT

Spatial representation of soil erodibility is critical in order to model soil losses. The objectives of this study were to evaluate topsoil erodibility as related to terrain parameters and, based on this relationship, to map soil erodibility of the Posses sub-basin, located in Extrema, MG. The calculation of K was based on Wischmeier & Smith's nomogram (1978). A database of 147 soil samples from the sub-basin were used. Samples were divided into training and validation subsets. The evaluation of the topographic parameters effect was made using regression kriging. Global trend was modelled by multiple linear regression and model residuals were added to the estimated trend. The average K value was  $0.0244 \text{ t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$  with a standard deviation of  $0.0038 \text{ t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ . There was a differential effect of the evaluated covariates, highlighting landform, topographic wetness index and terrain slope. External validation of the model demonstrated that the employed method provided suitable accuracy of average erodibility values, and the final mean error showed not significantly difference from zero. However, it was found that the model tends to show good performance only for mean erodibility values.

Keywords: Geostatistics. Kriging. K factor. Geomorphons.

## 1 INTRODUÇÃO

A erosão hídrica é o processo de degradação do solo mais ativo em regiões tropicais. As perdas de solo ocasionadas por esse processo são associadas às perdas de nutrientes, água e matéria orgânica, com efeitos negativos à sustentabilidade de diferentes agroecossistemas (AQUINO et al., 2013; EDUARDO et al., 2013; PANAGOS et al., 2015).

A modelagem de perdas de solo permite a identificação do risco e dos mecanismos erosivos, o que faz dela uma ferramenta importante no planejamento conservacionista e fundamental para a estimativa local dos fatores que influenciam o processo erosivo (MARTINS et al., 2011). Dentre os modelos mais difundidos e aplicados, salienta-se a Equação Universal de Perdas de Solo (EUPS), proposta por Wischmeier e Smith (1978). A EUPS estipula que as perdas por erosão hídrica (A) resultam da interação dos seguintes fatores: erosividade da chuva (R), erodibilidade do solo (K), topográfico (LS), cobertura vegetal (C) e práticas conservacionistas (P).

A erodibilidade do solo ( $t h MJ^{-1} mm^{-1}$ ) é definida pela relação entre as perdas de solo ( $t ha^{-1} ano^{-1}$ ) e a erosividade da chuva ( $MJ mm ha^{-1} h^{-1} ano^{-1}$ ). Dessa forma, ela reflete a susceptibilidade do solo a ser erodido e é determinada por propriedades inerentes ao solo (WISCHMEIER; SMITH, 1978). O fator K da EUPS também é usado em outros modelos de erosão e é base para diferentes práticas de conservação do solo (AUERSWALD et al., 2014).

O conhecimento da distribuição espacial da erodibilidade do solo é uma informação fundamental para a previsão de perdas de solo, o planejamento de uso da terra ou para a implementação de práticas localizadas de conservação do solo (ADDIS; KLIK, 2015; OLIVEIRA et al., 2013), especialmente em áreas como a Sub-bacia das Posses, que faz parte duma região muito importante para a conservação do solo e da água onde tem sido verificado que uma grande proporção



da área foi submetida à processos de degradação (LIMA et al., 2013, 2014) e que, atualmente, faz parte de projetos de recuperação de áreas degradadas e produção de água (LIMA et al., 2016; ZOLIN et al., 2011, 2014). Porém, há dificuldades na determinação da erodibilidade, principalmente pela alta variabilidade espacial apresentada sob diferentes fases de relevo, a qual não é considerada no seu mapeamento convencional (SOUZA et al., 2003) e, além disso, pela baixa disponibilidade de dados (PANAGOS et al., 2012, 2014).

Diante do exposto, este trabalho teve por objetivos avaliar a relação entre a erodibilidade do solo e parâmetros do relevo e, com base nessa relação, realizar o mapeamento do fator K para a Sub-bacia das Posses.

## **2 MATERIAL E MÉTODOS**

### **2.1 Área de estudo**

O presente trabalho é baseado em levantamentos de atributos de solo da Sub-bacia Hidrográfica das Posses, no Município de Extrema, no Sul do Estado de Minas Gerais. A sub-bacia abrange uma área de 1.196,7 ha e altitudes entre 968 e 1.420 m. Possui um relevo bastante movimentado, com predomínio das fases forte ondulado (declives de 20 a 45%) e ondulado (de 8 a 20%) (SILVA et al., 2013). A classificação climática da região segundo os critérios de Köppen é Cfb, isto é, subtropical sem estação seca (ALVARES et al., 2013) e precipitação média anual de 1.477 mm (ANA, 2008).

Os principais usos do solo na sub-bacia são: pastagem (64%), recuperação de áreas de preservação permanente (APP, 18%) e mata nativa (fragmentos florestais de Mata Atlântica, 13%) (SILVA et al., 2013). As classes de solo

registradas na área são: Argissolo Vermelho-Amarelo (PVA), Cambissolo Háplico (CX), Cambissolo Húmico (CH), Neossolo Flúvico (RY) e Neossolo Litólico (RL) (Figura 1

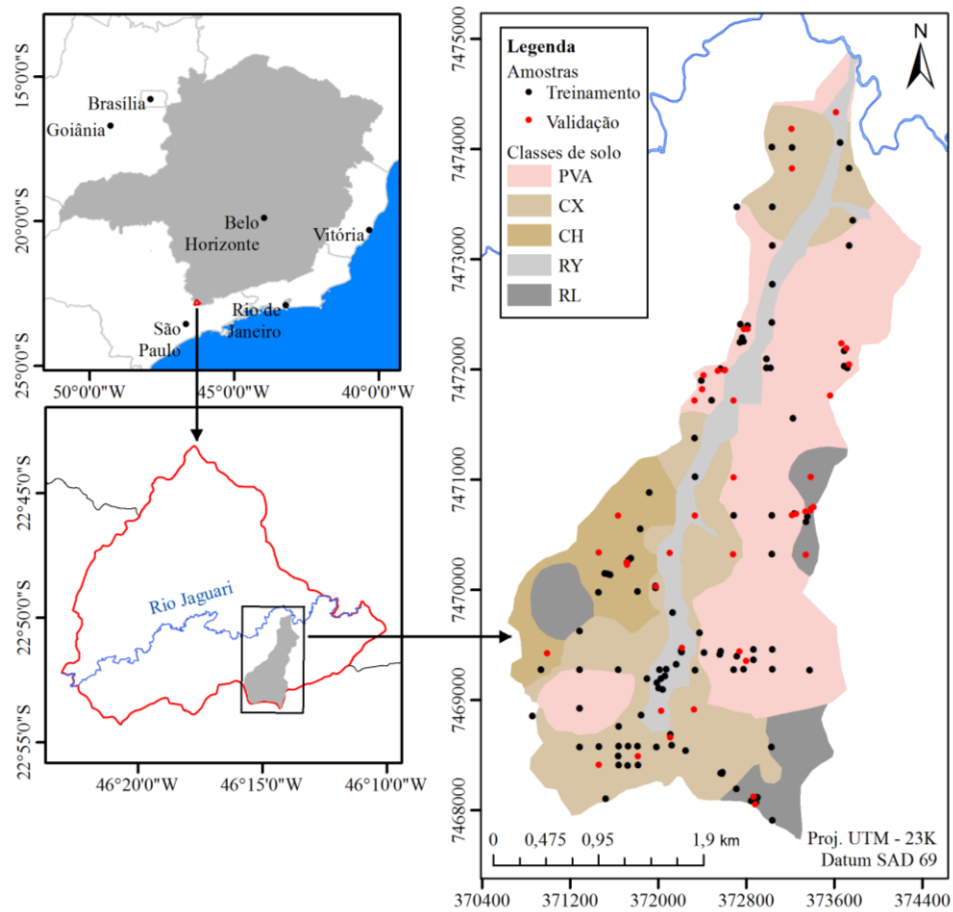


Figura 1 Localização, classes de solo e distribuição das amostras de treinamento e validação da Sub-bacia Hidrográfica das Posses, Município de Extrema (MG). PVA: Argissolo Vermelho-Amarelo, CX: Cambissolo Háplico, CH: Cambissolo Húmico, RY: Neossolo Flúvico, RL: Neossolo Litólico

## 2.2 Determinação pontual da erodibilidade do solo

Visto que as determinações diretas da erodibilidade do solo apresentam importantes limitações referentes ao tempo, custo e operacionalidade (MARQUES et al., 1997b; SILVA et al., 2000), empregou-se uma estimativa indireta baseada numa aproximação do nomograma de Wischmeier e Smith (1971), proposta por Auerswald et al. (2014, 2015). Essa aproximação faz o cálculo por partes da erodibilidade,  $K$ , em  $(t\ ha^{-1}\ h\ N^{-1}) = 10\ (t\ h\ MJ^{-1}\ mm^{-1})$  e visa corrigir o efeito de solos com altos teores de silte ( $\geq 70\%$ ) e matéria orgânica ( $\geq 4\%$ ), assim como a divergência, no nomograma, de solos com erodibilidade muito baixa:

$$K_1 = \begin{cases} 2,77 \times 10^{-5} \times (f_{Si+Amf} \times (100 - f_{Arg}))^{1,14}, & f_{Si+Amf} < 70\% \\ 1,75 \times 10^{-5} \times (f_{Si+Amf} \times (100 - f_{Arg}))^{1,14} \\ \quad + 0,0024 \times f_{Si+Amf} + 0,16, & f_{Si+Amf} \geq 70\% \end{cases} \quad (1)$$

$$K_2 = \begin{cases} \frac{12-f_{MO}}{10}, & f_{MO} < 4\% \\ 0,8, & f_{MO} \geq 4\% \end{cases} \quad (2)$$

$$K = \begin{cases} K_1 \times K_2 + 0,043 \times (A - 2) + 0,033 \times (P - 3), & K_1 \times K_2 > 0,2 \\ 0,091 - 0,34 \times K_1 \times K_2 + 1,79 \times (K_1 \times K_2)^2 \\ \quad + 0,24 \times K_1 \times K_2 \times A + 0,033 \times (P - 3), & K_1 \times K_2 \leq 0,2 \end{cases} \quad (3)$$

Em que:  $f_{Si+Amf}$  é proporção de massa (em %) do silte mais a areia muito fina (2 – 100  $\mu\text{m}$ ) na fração terra fina,  $f_{Arg}$  é a fração de massa (em %) da argila ( $2 < \mu\text{m}$ ) na fração terra fina,  $f_{MO}$  é a fração de massa (em %) da matéria orgânica na fração terra fina,  $A$  é o código de estrutura do solo: muito pequena granular = 1, pequena granular = 2, média a grande granular = 3 e blocos, laminar ou maciça

= 4; P é o código de permeabilidade do solo: muito rápida = 1, moderada a rápida = 2, moderada = 3, lenta a moderada = 4, lenta = 5, muito lenta = 6.

Para a aplicação das equações 1, 2 e 3 foi usado um banco de dados de 146 amostras de solo coletadas numa profundidade de 0 – 0,20 m, em que a análise textural, a matéria orgânica e a condutividade hidráulica saturada foram determinadas de acordo com EMBRAPA (1997). A fração areia muito fina (Amf) foi estimada como 20% da fração areia (PANAGOS et al., 2014). As classes de estrutura foram inferidas com base na descrição de 21 perfis modais (SILVA et al., 2013) e a classe de solo registrada para cada amostra (Tabela1).

Tabela 1 Classes de solo e estrutura

<sup>1</sup> Classe de solo	Estrutura	<sup>2</sup> A
PVA	Blocos, laminar ou maciça	4
CH	Média a grande granular	3
CX	Blocos, laminar ou maciça	4
RY	Pequena granular	2
RL	Pequena granular	2

<sup>1</sup>PVA: Argissolo Vermelho-Amarelo, CX: Cambissolo Háptico, CH: Cambissolo Húmico, RY: Neossolo Flúvico, RL: Neossolo Litólico. <sup>2</sup>A: código de estrutura da camada superficial das classes de solo registradas na área de estudo

Tabela 2 Classes de permeabilidade e condutividade hidráulica saturada

Classe de permeabilidade	Condutividade hidráulica saturada mm h <sup>-1</sup>	<sup>1</sup> P
Muito rápida	> 61	1
Moderada a rápida	20,3 – 61,0	2
Moderada	5,1 – 20,3	3
Lenta a moderada	2,0 – 5,1	4
Lenta	1,0 – 2,0	5
Muito lenta	< 1,0	6

<sup>1</sup>P: código de permeabilidade da camada superficial

As classes de permeabilidade foram determinadas com base na condutividade hidráulica saturada ( $\text{mm h}^{-1}$ ) conforme Panagos et al. (2014) (Tabela 2).

As estatísticas descritivas dos valores registrados no total de amostras são apresentadas na Tabela 3.

Tabela 3 Resumo dos atributos registrados para a estimativa do fator K

Atributos	Amplitude	Média	Desvio Padrão	<sup>1</sup> CV %
Matéria orgânica ( $\text{g kg}^{-1}$ )	0 - 92	38	15	38,2
Condutividade hidráulica saturada ( $\text{mm h}^{-1}$ )	0,0 – 110,0	7,5	16,1	214,2
Argila ( $\text{g kg}^{-1}$ )	29 – 549	348	103	29,5
Silte ( $\text{g kg}^{-1}$ )	19 - 430	249	69	27,9
Areia muito fina ( $\text{g kg}^{-1}$ )	38 - 190	80	28	34,4

<sup>1</sup>CV: Coeficiente de variação

Para implementar a validação externa do modelo, o conjunto de amostras foi dividido aleatoriamente em dois subconjuntos: de treinamento e de validação, sendo as proporções de 70 e 30% do total de amostras, respectivamente.

### 2.3 Krigagem por regressão (KR)

A erodibilidade do solo foi assumida como uma variável regionalizada que, segundo o modelo de Matheron (1965), pode ser representada por uma função aditiva de um componente determinístico, um componente espacial autocorrelacionado e o erro aleatório que não pode ser estimado (HENGL; HEUVELINK; STEIN, 2004):

$$\hat{z}(s_o) = \sum_{k=0}^p \hat{\beta}_k * q_k(s_o) + \sum_{i=1}^n \lambda_i * e(s_i) + \varepsilon \quad (4)$$

Em que:  $\hat{z}(s_o)$  é a estimativa da variável resposta nas localizações ( $s_o$ ),  $\hat{\beta}_k$  são os coeficientes estimados da regressão do componente determinístico,  $q_k(s_o)$  são as variáveis explanatórias nas localizações  $s_o$ ,  $\lambda_i$  são os pesos de krigagem determinados pela estrutura de dependência espacial dos resíduos,  $e(s_i)$  são os resíduos da regressão nas localizações  $s_i$  e  $\varepsilon$  é o erro aleatório.

A modelagem da variação média da erodibilidade do solo na paisagem (componente determinístico) e dos seus resíduos (componente espacial) foi feita usando o conjunto de treinamento (70% do total de amostras, 102 pontos). Para a avaliação do efeito do relevo foi ajustado um modelo de regressão linear múltipla, neste modelo considerou-se como variável resposta o fator K estimado pelo nomograma de Wischmeier e Smith (1971) e como variáveis explanatórias atributos de terreno derivados do relevo, o qual foi representado por um modelo digital de elevação (MDE).

Com base no trabalho de Silva (2013) na mesma sub-bacia, foi gerado um MDE com resolução espacial de 10 m, a partir das curvas de nível e da rede de drenagem digitalizados da carta topografia do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE (1:50.000). Para isso, empregou-se a ferramenta Topo To Raster do software ArcGIS 9.3 (ESRI, 2009), esta ferramenta aplica o algoritmo ANUDEM (Australian National University Digital Elevation Model) desenvolvido por Hutchinson (1989). O MDE permitiu a derivação de sete variáveis morfométricas contínuas e uma variável categórica.

A variável categórica foi a pedoforma, obtida por meio do algoritmo de reconhecimento de padrões ternários *geomorphons*. Esse algoritmo faz uma varredura no MDE e, com base nos parâmetros linha de visada e tolerância de

declividade, os padrões ternários são identificados classificando, assim, todas as células de um MDE. As formas de terreno podem ser: peak, ridge, shoulder, spur, hollow, footslope, valley, pit e flat; as quais são as formas mais comuns (JASIEWICZ; STEPINSKI, 2013). Para a sua implementação, foi acessado o site <http://sil.uc.edu/geom/app>, os parâmetros usados foram: linha de visada, fixada em 500 m (50 células) e tolerância de declividade de 1°. Para avaliar quantitativamente o efeito da variável categórica pedoforma, esta foi interpretada como uma variável ordinal, em que os valores foram determinados seguindo a sequência de pedoforma: convexa (1), linear (0), côncava (-1).

As variáveis contínuas foram: altitude (ALT), declividade (DECL), curvatura horizontal (CURVH), curvatura vertical (CURVV), índice de umidade topográfica (IUT), índice de convergência (ICONV) e distância vertical ao canal (DVC), conforme definidas no software SAGA 2.1.4 (CONRAD et al., 2015).

Posteriormente, para diminuir a dimensão das variáveis preditivas e os problemas na estimativa dos coeficientes da regressão linear múltipla gerados por uma possível multicolinearidade (Hengl et al., 2007), foi realizada uma análise de componentes principais (ACP) das oito variáveis topográficas, sendo as sete contínuas previamente padronizadas, com média igual a zero e desvio padrão igual a um (TEN CATEN et al., 2011). Uma vez obtidos os componentes, prosseguiu-se com o ajuste do modelo de regressão empregando-se os oito componentes principais na estimativa por passos (*stepwise, backward*), fixando-se em 5% de significância nos modelos globais para a inclusão ou não de cada variável no modelo de regressão. A obtenção das variáveis contínuas, a ACP e o ajuste do modelo de regressão foram feitos no software SAGA 2.1.4 (CONRAD et al., 2015).

O modelo de regressão permitiu gerar uma malha de células que representam a variabilidade global do componente determinístico do fator K. Os

resíduos deste modelo foram avaliados geoestatisticamente por krigagem ordinária com auxílio do pacote geoR do software R 3.2.1 (R-CORE-TEAM, 2014; RIBEIRO JR.; DIGGLE, 2001).

O variograma experimental dos resíduos do componente determinístico foi calculado pelo método de momentos de Matheron (1965):

$$\hat{\gamma}(\mathbf{h}) = \frac{1}{2m(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{m(\mathbf{h})} \{(z(\mathbf{x}_i) - z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h}))\}^2 \quad (5)$$

Em que:  $m(\mathbf{h})$  é o número de pares de pontos separados pelo vetor  $\mathbf{h}$ ,  $z(\mathbf{x}_i)$  é o valor da variável em cada ponto e  $z(\mathbf{x}_i + \mathbf{h})$  é o valor medido em um ponto separado pelo vetor  $\mathbf{h}$ .

Posteriormente foi ajustado um modelo de variograma teórico por mínimos quadrados ordinários, o qual foi empregado para a interpolação por krigagem simples. Uma vez obtida a superfície dos resíduos, a mesma foi adicionada ao componente determinístico para a obtenção do mapa final do fator K.

## 2.4 Validação

O desempenho do modelo foi verificado a partir de validação externa usando o subconjunto de validação. A acurácia das predições foi avaliada a partir do Erro Médio (EM) e pela Raiz do Erro Quadrático Médio (REQM):

$$EM = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Z - Z^*) \quad (6)$$



$$REQM = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(Z - Z^*)]^2} \quad (7)$$

Em que:  $Z$  é o valor medido em um ponto  $(x,y)$ ,  $Z^*$  é o valor predito no mesmo ponto e  $n$  é o número de amostras do conjunto de validação.

Posteriormente foi avaliada a hipótese de que o EM seja igual a zero assim como a normalidade da distribuição do erro. No primeiro caso empregou-se o teste estatístico  $t$  de student, e no segundo o teste de Shapiro-Wilk, ambos ao nível de significância de 5%.

Finalmente, os valores de erodibilidade gerados pela modelagem dos valores de  $K$  obtidos pelo nomograma foram comparados com valores reportados pela literatura. Porém, somente puderam ser avaliadas quatro das cinco classes de solo registradas na área de estudo, visto que a classe do Neossolo Flúvico ainda não conta com determinações experimentais de erodibilidade.

A seguinte figura resume o processo de estimativa da erodibilidade do solo por KR empregado neste estudo.

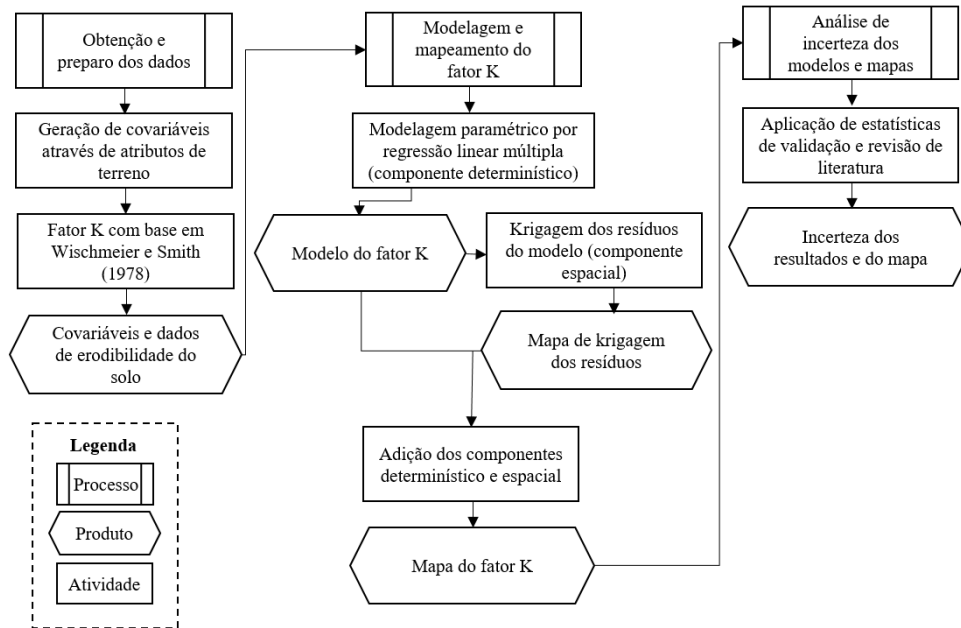


Figura 6 Processo de estimativa por krigagem por regressão adotado neste estudo

### 3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Foram detectadas, na sub-bacia, sete pedoformas (geomorphons), as quais, atendendo a critérios morfológicos, foram interpretadas, agrupadas e ordenadas da seguinte maneira: 1 = peak – ridge (convexo-convexa), 0,5 = spur (convexo-linear), 0 = slope (linear-linear), -0,5 = hollow (côncavo-linear), -1 = valley – pit (côncavo-côncava). A distribuição espacial desta variável é mostrada na Figura 2.

O resultado da ACP, apresentado na Tabela 4, demonstra que não houve concentração da variância nos primeiros componentes, o que sugere que a correlação entre as variáveis analisadas não foi muito alta. Ao analisar atributos de terreno similares aos aqui apresentados, Ten Caten et al. (2011) indicaram que

a redução de variáveis por meio da ACP diminui o potencial preditivo das variáveis explanatórias, especificamente no caso de baixa concentração de variância nos primeiros componentes. Contudo, os componentes 5 e 6 apresentaram uma correlação linear significativa com a variável resposta e, portanto, foram utilizadas na regressão. O componente 5 é uma combinação linear da pedoforma e o índice de umidade topográfica, já o componente 6 representa principalmente a declividade do terreno (Tabela 4).

Tabela 4 Resultados da análise de componentes principais

<sup>1</sup> CP	Variância explicada	Variância acumulada	Autovalor	<sup>2</sup> Autovetores							
				ALT	DVC	DECL	CURVV	CURVH	ICONV	IUT	PEDOFORMA
1	26,40	26,40	2,11	0,86	0,51	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
2	15,86	42,26	1,27	0,51	-0,86	0,02	-0,01	-0,01	0,00	0,00	0,00
3	12,18	54,44	0,97	0,00	0,00	0,00	0,05	-0,07	-1,00	0,00	0,00
4	10,89	65,34	0,87	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,94	0,35
5	7,87	73,21	0,63	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,35	-0,94
6	9,58	82,79	0,77	0,01	-0,02	-1,00	-0,10	-0,02	0,00	0,00	0,00
7	8,41	91,21	0,67	-0,01	0,00	0,07	-0,80	0,59	-0,08	0,00	0,00
8	8,79	100,00	0,70	0,00	0,01	0,08	-0,59	-0,81	0,03	0,00	0,00

<sup>1</sup>CP: Componente principal. <sup>2</sup>ALT: altitude, DVC: distância vertical ao canal, DECL: declividade, CURVV: curvatura vertical, CURVH: curvatura horizontal, ICONV: índice de convergência, IUT: índice de umidade topográfica

O modelo de regressão múltipla por passos apresentou baixo coeficiente de determinação ( $R^2$ ), porém, a relação linear entre os componentes selecionados e a erodibilidade do solo foi significativa ( $R^2 = 11,10$ ,  $R^2$  ajustado = 9,31,  $F_{2,99} = 6,18$ ,  $P < 0,05$ ). Os coeficientes dos componentes selecionados pelo modelo, componentes 5 e 6, foram significativamente diferentes de zero, o que significa que têm influência na variação global do fator K (Tabela 5). Na Figura 2 estão representadas a distribuição espacial das variáveis selecionadas e as combinações lineares correspondentes.

Tabela 5 Resultados do modelo de regressão.

Variável	Coefficiente	Erro padrão	t	P
Intercepto	0,0420	0,0051	8,2839	0,0000
Componente 6	0,0211	0,0077	2,7540	0,0070
Componente 5	-0,0032	0,0013	-2,4276	0,0170

$R^2 = 11,10$ ,  $R^2$  ajustado = 9,31,  $F_{2,99} = 6,18$ ,  $P = 0,0072$

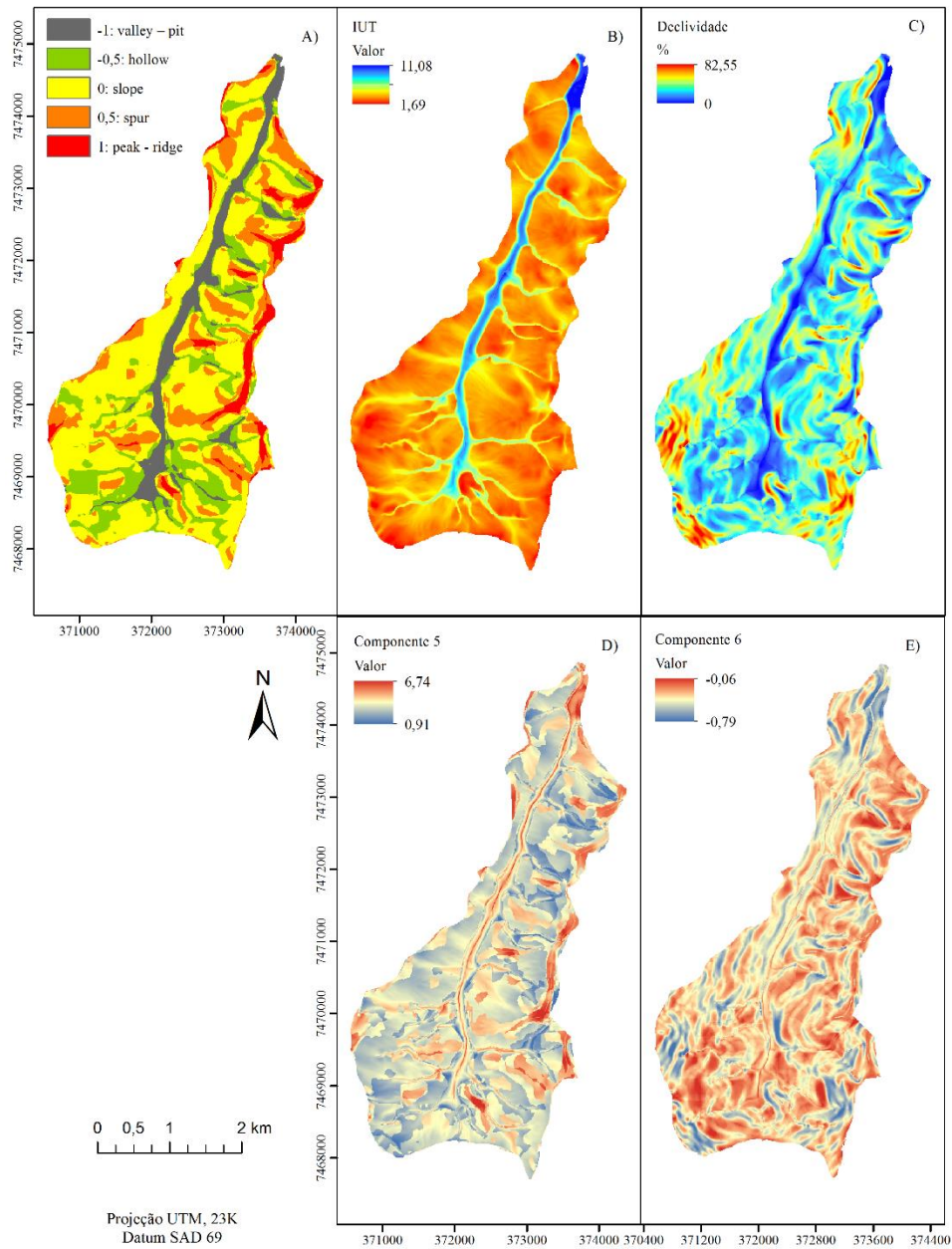


Figura 2 Variáveis explanatórias selecionadas pelo modelo de regressão: A) pedoforma, B) índice de umidade topográfica, C) declividade; D) componente principal 5 e E) componente principal 6

O comportamento da erodibilidade e de algumas das variáveis que a determinam, em diferentes pedoformas ou fases de relevo, é um padrão que também foi observado por Miqueloni e Bueno (2011), Ten Caten et al. (2011) e Souza et al.(2003). Esses autores indicam que tal padrão está relacionado com os processos pedogenéticos associados à pedoforma e à dinâmica de erosão e sedimentação promovida pela topografia.

Os resíduos do modelo de regressão apresentaram uma média de  $-3 \times 10^{-6}$  t h MJ<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup> com desvio padrão igual à  $6,4 \times 10^{-3}$  t h MJ<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup> e variância de  $4,12 \times 10^{-5}$ . O semivariograma dos resíduos foi ajustado em um modelo exponencial com efeito pepita igual a  $1,1 \times 10^{-5}$ , patamar igual a  $4 \times 10^{-5}$  e alcance de 886 m (Figura 3). O modelo exponencial é um dos modelos mais usados para a representação da variabilidade espacial de atributos de solo (LIMA et al., 2014). Na sub-bacia das Posses, ao avaliarem a qualidade do solo, função resultante de atributos químicos e físicos, Lima et al. (2016) também observaram que a autocorrelação espacial dessa função é melhor ajustada pelo modelo exponencial.

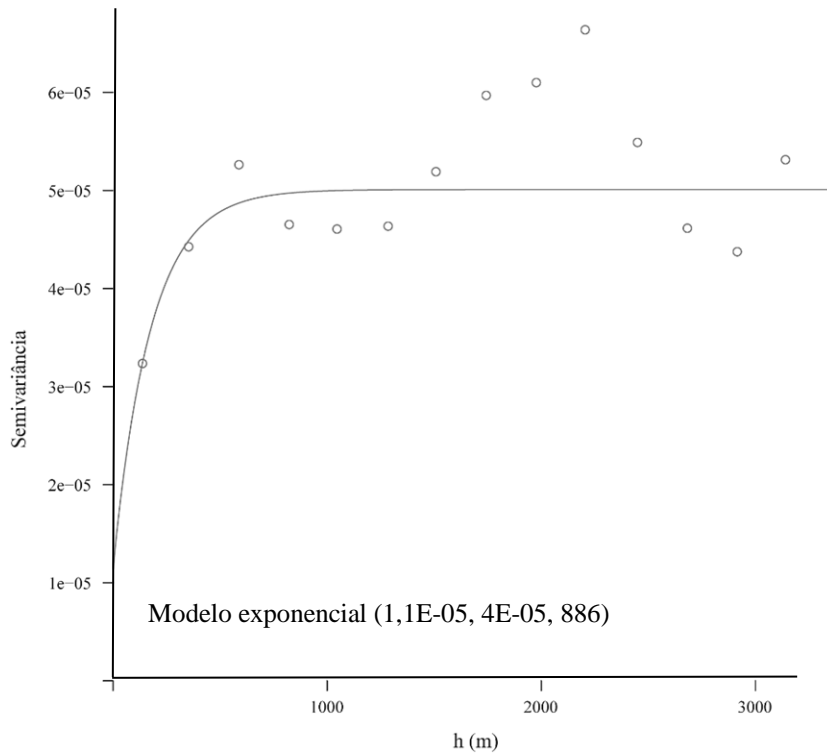


Figura 3 Semivariogramas experimental e teórico (modelo exponencial) do resíduo da regressão

A validação externa gerou: REQM de 0,00718 e EM final de -0,00018 t h MJ<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup> com um desvio padrão igual à 0,00726 t h MJ<sup>-1</sup> mm<sup>-1</sup>, o qual não foi significativamente diferente de zero ( $t = -0,16$ , g.l. = 43,  $P = 0,87$ ) nem foi diferente de uma distribuição normal ( $W = 0,975$ ,  $P = 0,439$ ) (Figura 4A), o que implica que, em média, o modelo apresenta um bom ajuste. Porém, como pode-se observar na Figura 4B, o modelo obtido somente fez uma boa estativa dos valores médios de erodibilidade.

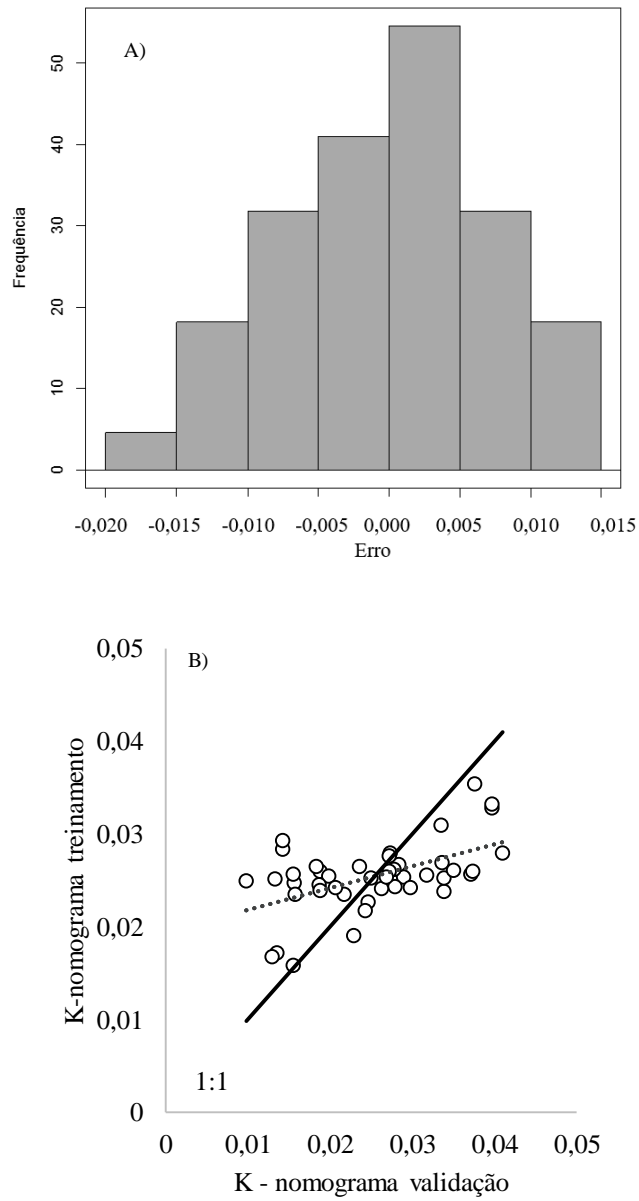


Figura 4 Validação externa: A) Histograma do erro, B) diagrama de dispersão dos valores de K obtidos pela fórmula do nomograma entre o conjunto de treinamento e o de validação



Os mapas do componente determinístico, os resíduos e a predição final estão expostos na Figura 5. Observa-se claramente o efeito da adição da superfície dos resíduos (Figura 5B) ao componente determinístico (Figura 5A) na estimativa final da distribuição espacial da erodibilidade.

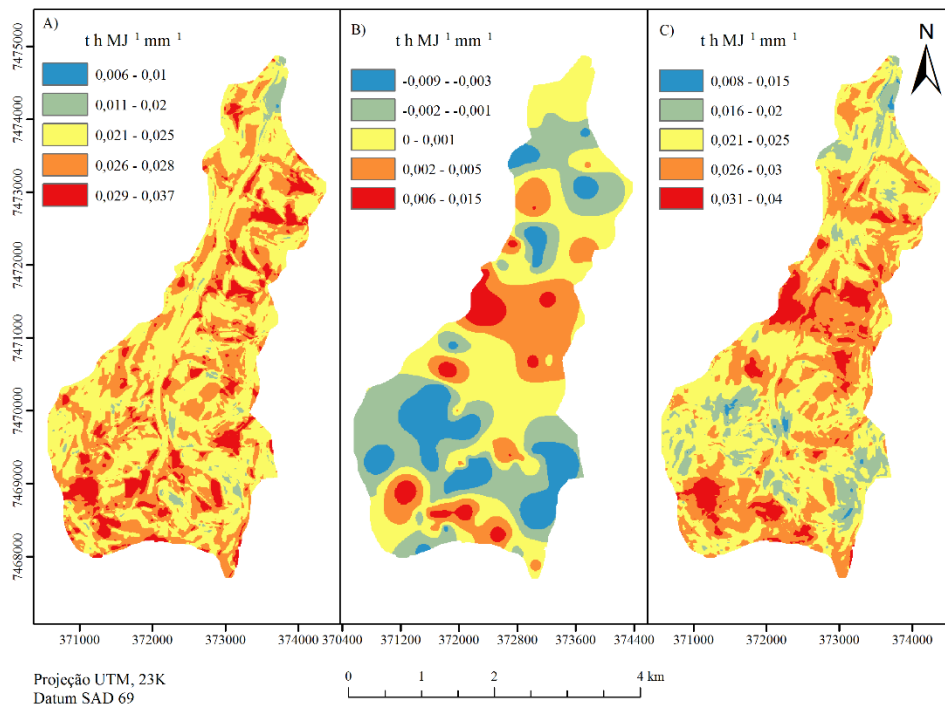


Figura 5 A) Componente determinístico, B) krigagem dos resíduos e C) estimativa final da erodibilidade

A erodibilidade média para a sub-bacia, estimada com base no mapa final (Figura 5C), foi de  $0,0244 \text{ t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ . No caso dos solos, verifica-se que a erodibilidade, em  $\text{t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ , diminui segundo a sequência: PVA ( $0,0252$ ) > CX ( $0,0245$ ) > RY ( $0,0236$ ) > RL ( $0,0233$ ) > CH ( $0,0225$ ). Esta sequência difere dos resultados de outros trabalhos em diferentes regiões que estimaram a erodibilidade destes solos (com exceção do Neossolo Flúvico) com experimentos de campo. Porém, os valores obtidos para o Argissolo Vermelho-Amarelo, Cambissolo Háptico e Cambissolo Húmico, encacham-se em faixas de variabilidade registradas na literatura (Tabela 6).

Tabela 6 Amplitude de valores de erodibilidade do solo determinados diretamente e adequação com dados de campo

Classe de solo	Erodibilidade estimada pelo modelo de krigagem - regressão		Amplitude de valores de erodibilidade do solo determinados diretamente.
	Mínimo	Máximo	Amplitude de K
	----- $\text{t h MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$ -----		
PVA	0,014	0,0386	0,004 - 0,033 <sup>1</sup>
CX	0,009	0,0398	0,035 <sup>2</sup>
CH	0,011	0,038	0,013 - 0,023 <sup>3</sup>
RL	0,014	0,0326	0,005 <sup>4</sup> - 0,008 <sup>5</sup>
RY*	0,008	0,0377	-

PVA: Argissolo Vermelho-Amarelo, CX: Cambissolo Háptico, CH: Cambissolo Húmico, RY: Neossolo Flúvico, RL: Neossolo Litólico. \*Atualmente sem dados na literatura; <sup>1</sup>Eduardo et al. (2013); Marques et al. (1997b); <sup>2</sup>Silva et al. (2009); <sup>3</sup>Schick et al. (2014); <sup>4</sup>Silva; Andrade; Campos Filho, (1986); <sup>5</sup>Margolis; Silva; Jaques, (1985)

Nota-se que houve superestimativa para o Neossolo Litólico (Tabela 6), que pode ser explicada, em parte, pelo fator de correção para valores muito baixos de K (Equação 3) e pelo elevado teor de matéria orgânica ocorrente nas partes elevadas da sub-bacia (interflúvios) onde é registrada a ocorrência desta classe de solo.

Já para o Cambissolo Háplico, vale ressaltar que são esperados valores elevados de erodibilidade, dada suas características de solos pouco desenvolvidos e a presença de horizonte B incipiente (Bi) onde geralmente há maior teor de silte. Por outro lado, os Cambissolos são um grupamento de solos que podem apresentar qualquer tipo de horizonte diagnóstico superficial e assim influenciar o valor de erodibilidade de modo positivo ou negativo.

Além disso, o horizonte Bi pode apresentar estruturas que vão de maciça até estruturas granulares, o que altera bastante o comportamento hídrico e, por conseguinte a suscetibilidade destes solos em sofrer erosão. Deste modo, é de se esperar que haja grande variabilidade do fator K entre os Cambissolos. Essa característica também é verificada para os valores de erodibilidade obtidos com experimentos de campo para o PVA, em que variabilidade é alta (Tabela 7).

Portanto, as discrepâncias registradas entre o modelo e os valores de K obtidos diretamente por outros pesquisadores pode ser atribuída à fórmula empregada para a determinação indireta do fator K, notadamente no caso do Neossolo Litólico e do Cambissolo Háplico. Embora esta aproximação seja a mais amplamente utilizada (AUERSWALD et al., 2014; PANAGOS et al., 2014), há trabalhos que salientam a baixa correlação entre a estimativa da erodibilidade feita pelo nomograma de Wischmeier e Smith e a determinada diretamente em solos brasileiros (MARQUES et al., 1997a; SILVA et al., 2000). Uma vez que estas deficiências estiverem corrigidas ou minimizadas o uso de atributos topográficos poderá ser utilizado de maneira mais precisa na predição da erodibilidade, conforme foi observado na validação externa pelo bom ajuste da variável resposta.

#### **4 CONCLUSÕES**

As variáveis de relevo apresentaram correlação linear baixa, mas significativa com a erodibilidade do solo.

A validação externa demonstrou um bom desempenho do modelo para a estimativa da distribuição espacial de valores médios de erodibilidade do solo na sub-bacia analisada.

A susceptibilidade à erosão hídrica da camada superficial dos solos da sub-bacia foi estimada como média.

## REFERÊNCIAS

ADDIS, H. K.; KLIK, A. Predicting the spatial distribution of soil erodibility factor using USLE nomograph in an agricultural watershed, Ethiopia. **International Soil and Water Conservation Research**, v. 3, n. 4, p. 282–290, 2015.

ANA - Agência Nacional de Águas. Programa produtor de água superintendência de usos múltiplos. Brasília: Ministério do Meio Ambiente, 2008.

AQUINO, R. F. et al. Soil losses from typic cambisols and red latosol as related to three erosive rainfall patterns. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 37, n. 1, p. 213–220, 2013.

AUERSWALD, K. et al. Use and misuse of the K factor equation in soil erosion modeling: An alternative equation for determining USLE nomograph soil erodibility values. **Catena**, v. 118, p. 220–225, jul. 2014.

AUERSWALD, K. et al. Corrigendum to “Use and misuse of the K factor equation in soil erosion modeling” [Catena 118 (2014) 220–225]. **Catena**, 2015.

CONRAD, O. et al. System for Automated Geoscientific Analyses (SAGA) v. 2.1.4. **Geoscientific Model Develoment**, n. 8, p. 1991–2007, 2015.

EDUARDO, E. N. et al. Erodibilidade, fatores cobertura e manejo e práticas conservacionistas em argissolo vermelho-amarelo, sob condições de chuva natural. **Revista Brasileira de Ciencia do Solo**, v. 37, n. 3, p. 796–803, 2013.

Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária - EMBRAPA. **Manual de métodos de análises de solos**. 2ed. Rio de Janeiro: 1997, 212p.

Environmental Systems Research Institute – ESRI. **ArcGIS Professional GIS for the desktop, version 9.3**. Redlands, 2009. CD ROM.

HENGL, T.; HEUVELINK, G. B. M.; STEIN, A. A generic framework for spatial prediction of soil variables based on regression-kriging. **Geoderma**, v. 120, n. 1-2, p. 75–93, 2004.

HENGL, T.; HEUVELINK, G.; ROSSITER, D. About regression-kriging: From equations to case studies. **Computers & Geosciences**, v. 33, p. 1301–1315, out. 2007.

- HENGL, T.; ROSSITER, D. G.; STEIN, A. Soil sampling strategies for spatial prediction by correlation with auxiliary maps. **Australian Journal of Soil Research**, v. 41, n. 8, p. 1403, 2003.
- HUTCHINSON, M. F. A new procedure for gridding elevation and stream line data with automatic removal of spurious pits. **Journal of Hydrology**, 106:211–232, 1989.
- JASIEWICZ, J.; STEPINSKI, T. F. Geomorphons — a pattern recognition approach to classification and mapping of landforms. **Geomorphology**, v. 182, p. 147–156, 2013.
- LIMA, G. et al. Avaliação da cobertura vegetal pelo índice de vegetação por diferença normalizada (IVDN). **Revista Ambiente & Água**, v. 8, n. 12, p. 204–214, 2013.
- LIMA, G. et al. Variabilidade de atributos do solo sob pastagens e mata atlântica na escala de microbacia hidrográfica. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 5, p. 517–526, 2014.
- LIMA, G. C. et al. Spatialization of soil quality index in the Sub-Basin of Posses , Extrema , Minas Gerais Espacialização do índice de qualidade do solo na Sub-Bacia das Posses , Extrema , Minas Gerais. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 20, n. 1, p. 78–84, 2016.
- MARGOLIS, E.; SILVA, A.; JAQUES, F. Determinação dos fatores da equação universal das perdas de solo para as condições de Caruaru (PE). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 9, p. 165–169, 1985.
- MARQUES, J. J. G. S. M. et al. Adequação de métodos indiretos para estimativa da erodibilidade de solos com horizonte B textural no Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 21, p. 447–456, 1997a.
- MARQUES, J. J. G. S. M. et al. Estimativa da erodibilidade a partir de atributos de solos com horizonte B textural no Brasil. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, n. 21, p. 457–465, 1997b.
- MARTINS, S. G. et al. Erodibilidade Do Solo Nos Tabuleiros Costeiros. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 41, n. 3, p. 322–327, 2011.
- MATHERON, G. **Les variables régionalisées et leur estimation**. Paris: Masson, 1965.
- MIQUELONI, D. P.; BUENO, C. R. P. Análise multivariada e variabilidade

espacial na estimativa da erodibilidade de um argissolo vermelho-amarelo. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, n. 6, p. 2175–2182, 2011.

OLIVEIRA, A. H. et al. Water erosion in soils under eucalyptus forest as affected by development stages and management systems. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 37, n. 2, p. 159–169, 2013.

PANAGOS, P. et al. Soil erodibility estimation using LUCAS point survey data of Europe. **Environmental Modelling & Software**, v. 30, p. 143–145, 2012.

PANAGOS, P. et al. Soil erodibility in Europe: a high-resolution dataset based on LUCAS. **The Science of the total environment**, v. 479-480, p. 189–200, 2014.

PANAGOS, P. et al. The new assessment of soil loss by water erosion in Europe. **Environmental Science & Policy**, v. 54, p. 438–447, 2015.

R-CORE-TEAM. **R: A Language and Environment for Statistical Computing** Vienna, Austria R Foundation for Statistical Computing, 2014. Disponível em: <<http://www.r-project.org/>>

RIBEIRO JR., P. J.; DIGGLE, P. J. g: A package for geostatistical analysis. **R-NEWS**, v. 1, n. 2, p. 15–18, 2001

SCHICK, J. et al. Erodibilidade de um Cambissolo Húmico sob chuva natural. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 38, n. 6, p. 1906–1917, 2002.

SILVA, A. M. et al. Erosividade da chuva e erodibilidade de Cambissolo e Latossolo na região de Lavras, Sul de Minas Gerais. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 33, n. 3, p. 1811–1820, 2009.

SILVA, I. F.; ANDRADE, A. P.; CAMPOS FILHO, O. R. Erodibilidade de seis solos do semi-árido paraibano obtida com chuva simulada e método nomográfico. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 10, p. 283–287, 1986.

SILVA, M. et al. Proposição de modelos para estimativa da erodibilidade de latossolos brasileiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v. 34, n. 12, p. 2287–2298, 1999.

SILVA, M. et al. Avaliação de métodos indiretos de determinação da erodibilidade de latossolos brasileiros. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, p. 1207–1220, 2000.

SILVA, M. A. **Mapeamento digital de atributos do solo e vulnerabilidade ao**

**escoamento superficial, baseado no conhecimento de campo, na Sub-Bacia das Posses, Extrema, MG.** Tese (Doutorado em Ciência do Solo) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2013.

SILVA, M. A. et al. Sistema de informações geográficas no planejamento de uso do solo. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v. 8, n. 2, p. 316–323, 2013.

SOUZA, C. K. et al. Influência do relevo e erosão na variabilidade espacial de um latossolo em jaboticabal (SP). **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 27, p. 1067–1074, 2003.

TEN CATEN, A. et al. Componentes principais como preditores no mapeamento digital de classes de solos. **Ciência Rural**, v. 41, n. 7, p. 1170–1176, 2011.

WISCHMEIER, W. H.; SMITH, D. D. **Predicting rainfall erosion losses. A guide to conservation planning.** Washington: USDA, Science and Education Administration, 1978.

WISCHMEIER, W.; JOHNSON, C.; CROSS, B. A soil erodibility nomograph for farmland and construction sites. **Journal of Soil and Water Conservation**, v. 26, n. 5, p. 189–193, 1971.

ZOLIN, C. A. et al. Minimização da erosão em função do tamanho e localização das áreas de floresta no contexto do programa “conservador das águas”. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, v. 35, p. 2157–2166, 2011.

ZOLIN, C. A. et al. The first Brazilian municipal initiative of payments for environmental services and its potential for soil conservation. **Agricultural Water Management**, v. 137, p. 75–83, 2014.