



Revista Brasileira de Ciência do Solo

ISSN: 0100-0683

revista@sbccs.org.br

Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Brasil

Chaves, Henrique Marinho Leite
INCERTEZAS NA PREDIÇÃO DA EROSÃO COM A USLE: IMPACTOS E MITIGAÇÃO
Revista Brasileira de Ciência do Solo, vol. 34, núm. 6, 2010, pp. 2021-2029
Sociedade Brasileira de Ciência do Solo
Viçosa, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=180217297026>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

INCERTEZAS NA PREDIÇÃO DA EROSÃO COM A USLE: IMPACTOS E MITIGAÇÃO⁽¹⁾

Henrique Marinho Leite Chaves⁽²⁾

RESUMO

Apesar de haver significativa variabilidade espacial e temporal nas variáveis de modelos de predição de erosão, mesmo em áreas consideradas homogêneas, ela é raramente incorporada na análise e no planejamento conservacionista. As consequências dessa simplificação são predições incorretas de perda de solo, com implicações para a sustentabilidade agrícola e ambiental de glebas. Os objetivos deste trabalho foram: (a) estimar o efeito da variabilidade espacial e temporal dos fatores da Equação Universal de Perdas de Solo - USLE na predição da erosão em uma área homogênea situada no Distrito Federal; (b) incorporar a incerteza resultante no processo de tomada de decisão conservacionista; e (c) propor medidas para sua mitigação. Os resultados indicam que, apesar do baixo coeficiente de variação médio dos fatores da USLE na área estudada, na faixa de 20 %, o coeficiente de variação da perda de solo (A) estimada foi de 64 %, indicando significativa propagação de incerteza no modelo. A implicação disso é que, mesmo sendo o valor médio de A 19 % menor que o limite médio de tolerância à erosão na gleba (T), haveria ainda uma probabilidade de 43 % de que A fosse superior a T. Para reduzir esse risco, são sugeridas medidas que aumentem a margem de segurança do sistema, como a adoção de práticas conservacionistas. Com a introdução de terraços, a probabilidade de falha do sistema seria reduzida para 12 %. Os resultados reforçam a importância da incorporação das variabilidades e incertezas na estimativa da erosão e no planejamento conservacionista, por meio de análise estocástica.

Termos de indexação: erosão, modelos, variabilidade, incerteza, planejamento conservacionista.

**SUMMARY: UNCERTAINTY IN EROSION PREDICTION WITH USLE:
IMPACTS AND MITIGATION**

Despite the significance uncertainty in the variables of erosion prediction models, spatial and temporal variability is seldom considered in soil conservation analyses and planning. The consequences of this simplification are misleading soil loss predictions, with consequences

⁽¹⁾ Recebido para publicação em dezembro de 2009 e aprovado em setembro de 2010.

⁽²⁾ Professor da Faculdade de Tecnologia-EFL, Universidade de Brasília – UnB. CEP 70.910-900 Brasília (DF). E-mail: hchaves@unb.br

for the agricultural and environmental sustainability of agricultural fields. The objective of this paper was (a) to estimate the effect of spatial and temporal variability of the USLE factors on erosion prediction of a homogeneous agricultural field, in the Distrito Federal (Brazil), (b) to incorporate the resulting uncertainty in the analysis, and (c) to identify appropriate mitigation measures. Results indicate that despite the low coefficient of variation of the USLE factors ($V = 20\%$), the coefficient of variation of the predicted soil loss was 64 %, with a significant propagation of uncertainty in the model. The implications of this uncertainty are that, even when the expected value of soil loss (A) was 19 % smaller than that of the average soil loss tolerance (T), there would be a probability of 43 % that $A > T$. In order to reduce this risk, it is suggested that the safety margin of the system be increased by the implementation of conservation practices, such as terraces. The probability of failure in this new scenario was only 12 %. The results reinforce the importance of the incorporation of variabilities and uncertainties in erosion modeling and conservation planning processes, using stochastic analyses.

Index terms: Erosion models, variability, uncertainty, conservation planning.

INTRODUÇÃO

A Equação Universal de Perdas de Solo - USLE, desenvolvida nos anos 70 por Wischmeier & Smith (1978), é largamente utilizada em todo o mundo, inclusive nos trópicos. Sua razoável exatidão na estimativa da perda de solo anual em vertentes, bem como sua simplicidade de aplicação e disponibilidade de dados, permite uma aplicação praticamente universal (Tánago, 1991; Chaves, 1996).

Em bases médias anuais, a eficiência preditiva da USLE para erosão em vertentes, dada pelo coeficiente de Nash-Sutcliffe (1970), varia de 0,75 (Risse et al., 1993) a 0,80 (Tiwari et al., 2000), superiores inclusive à de modelos mais complexos, como a RUSLE (Renard & Ferreira, 1993) e WEPP (Lane & Nearing, 1989).

Apesar de sua relativa robustez preditiva, a USLE é muitas vezes mal utilizada nos trópicos, gerando previsões incorretas. Os problemas mais frequentes decorrem: da aplicação da equação em situações em que os fatores não podem ser determinados de forma segura; da sua aplicação em bacias complexas, usando valores médios de L e S; da utilização indiscriminada dos fatores C e P, sem considerar os limites de comprimento de rampa; e da utilização da equação em situações em que há voçorocas e deposição de sedimentos (Wischmeier, 1976).

A estimativa da variabilidade espacial dos fatores da USLE e seu impacto na incerteza da previsão de perdas de solo foram examinados por vários autores. Rogowski et al. (1985) concluíram que o coeficiente de variação dos fatores K, L e S em uma vertente dos EUA foi de 6, 12 e 19 %, respectivamente. Entretanto, o coeficiente de variação das perdas de solo foi de 57 %, indicando significativa propagação de incerteza na equação. Esses autores avaliaram a estrutura espacial da variância dos fatores da USLE, obtendo um alcance geoestatístico (*range*) de 800 m para L, de 500 m para S, de 400 m para K e de 400 m para as perdas de solo (A), indicando que a variabilidade espacial em áreas maiores que 50 ha poderia ser tratada pela estatística tradicional.

Em outro estudo, Wang et al. (2001) examinaram a variabilidade espacial da erodibilidade de 23 solos americanos, obtida a partir de suas propriedades físico-químicas, e encontraram um coeficiente de variação de 27,5 % para K. No que diz respeito à variabilidade espacial da cobertura do solo e da biomassa vegetal, correlacionadas ao fator C da USLE, o alcance geoestatístico pode variar de 10 m (Reichert et al., 2008) a 150 m (Jaynes & Colvin, 1997).

Já em relação ao efeito da escala do mapa nas estimativas de perdas de solo calculadas com a USLE, Wu et al. (2005) concluíram que o fator LS e as perdas de solo (A) diminuem exponencialmente com o aumento do tamanho da célula do mapa, indicando que as previsões são fortemente dependentes da escala de trabalho utilizada.

Hession et al. (1996), examinando a propagação de incerteza dos fatores da USLE por meio do modelo de Monte Carlo, concluíram que, enquanto a perda de solo média na vertente era de $7,5 \text{ kg m}^{-2} \text{ ano}^{-1}$, os limites de confiança com 90 % de probabilidade variaram de $1,8 \text{ kg m}^{-2} \text{ ano}^{-1}$ (inferior) a $17,4 \text{ kg m}^{-2} \text{ ano}^{-1}$ (superior).

Da mesma forma que a perda de solo calculada pela USLE é uma variável aleatória (Hession et al., 1996), a tolerância à erosão, que é o limite máximo em que um solo pode ser erodido sem haver degradação permanente (Bertoni & Lombardi Neto, 1991), é também aleatória, com valores esperados e desvios-padrão. Esse fato tem importantes consequências agronômicas, ambientais e políticas, requerendo a incorporação das incertezas no processo de planejamento conservacionista (McIsaac, 1990).

Considerando o exposto, os objetivos do presente trabalho foram: estimar a variabilidade espacial e temporal dos fatores da USLE em uma vertente rural típica do Distrito Federal; calcular a incerteza resultante na previsão da perda de solo com a USLE; e propor um método que incorporasse a incerteza do processo erosivo no processo de decisão conservacionista, inclusive com medidas mitigatórias.

METODOLOGIA

A metodologia consistiu da aplicação da USLE em uma área de pastagem, localizada na zona rural do Distrito Federal, usando dados locais para os fatores da equação. A descrição da área estudada é apresentada a seguir.

Descrição da gleba de estudo

A área de estudo é uma gleba homogênea, com uma superfície de 90,2 ha, localizada na bacia hidrográfica do ribeirão Pipiripau, a uma distância de 45 km da cidade de Brasília-DF. A área de estudo tem uma altitude de 1.130 m e uma declividade média de 7,8 cm m⁻¹.

Na figura 1 encontra-se o mapa planialtimétrico da área de estudo. Três transectos ($N = 3$) regularmente espaçados foram usados para estimar os valores esperados (médias) e desvios-padrão dos fatores L e S da USLE. Os perfis topográficos desses transectos são apresentados na figura 2.

Em termos climáticos, a área estudada é classificada como do tipo Aw (Köppen), com temperatura média anual de 21,5 °C e precipitação pluvial média anual de 1.304 mm ($N = 37$ anos), com as chuvas concentradas no período entre novembro e

abril. Os dados climáticos foram obtidos de uma estação meteorológica situada a 5 km da gleba de estudo e, portanto, dentro de sua área de influência (Smith, 1992).

Os solos dominantes da área estudada são Latossolos e Cambissolos, com textura variando de média a argilosa. A figura 3 apresenta o mapa pedológico da gleba estudada.

O uso do solo da área de estudo é de pastagem plantada (*Brachiaria decumbens*), sem práticas conservacionistas. Na figura 4 encontra-se a distribuição espacial do grau da cobertura do solo, dado pela razão de bandas espectrais (equação 10) da área estudada, indicando significativa variabilidade espacial.

A equação universal de perdas de solo-USLE

A USLE foi desenvolvida visando à estimativa das perdas de solo de longo prazo em glebas sob condições específicas de cultivos e práticas de manejo (Wischmeier, 1984). Nesta equação, as perdas de solo médias anuais por área unitária são dadas pelo seguinte produto (Wischmeier & Smith, 1978):

$$A = R K L S C P \quad (1)$$

em que A = perda de solo média anual ($t \text{ ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$); R = erosividade da chuva e da enxurrada ($\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$);

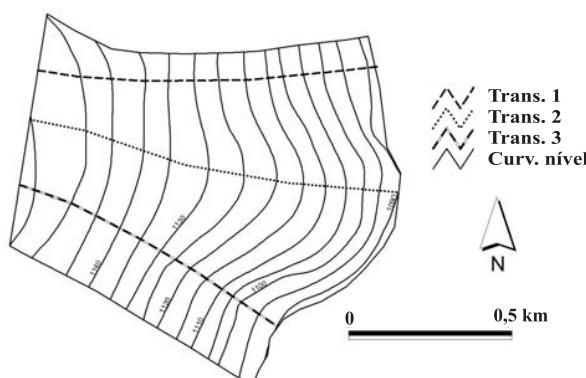


Figura 1. Mapa planialtimétrico da gleba estudada.

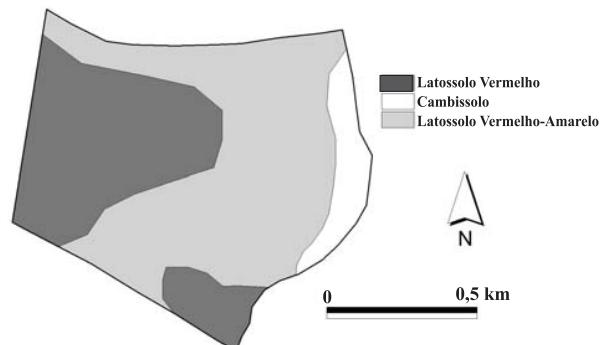


Figura 3. Mapa pedológico da gleba estudada.

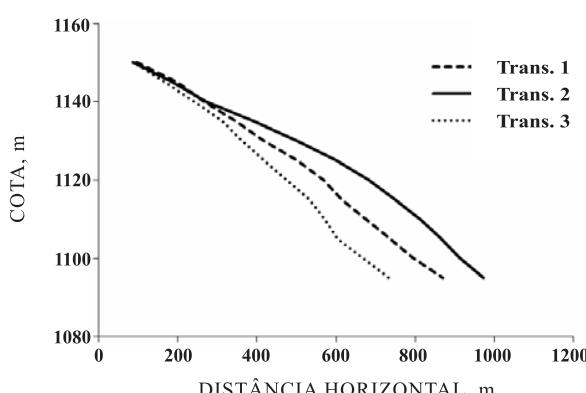


Figura 2. Perfis topográficos dos três transectos da vertente usados no estudo.

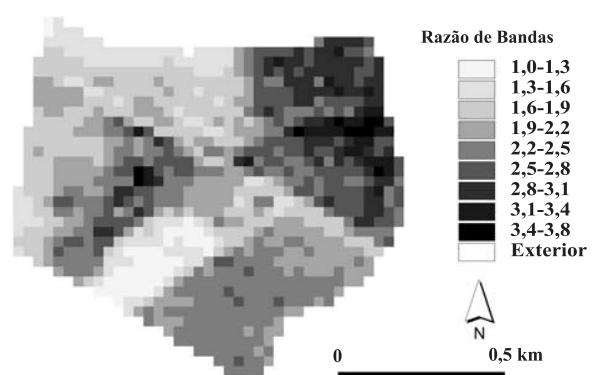


Figura 4. Distribuição espacial do valor da razão de bandas espectrais (RB) na gleba estudada (ver equação 10).

K = erodibilidade do solo ($t \text{ ha h}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$); L = fator de comprimento de rampa (adimensional); S = fator de gradiente da vertente (adimensional); C = fator de uso e manejo do solo (adimensional); e P = fator de práticas conservacionistas (adimensional).

A erosividade da chuva (R) para a área de estudo foi calculada utilizando-se uma equação do tipo Fournier, desenvolvida para a região Centro-Oeste por Val et al. (1986), citado por Silva (2004), a partir de dados de precipitação pluvial mensal e anual da estação pluviométrica local (Código ANA No. 1547013). A equação usada para o cálculo de R foi:

$$R = 125,59 S (M_i^{0.2}/P_a)^{0.603} \quad (2)$$

em que R = erosividade anual da chuva e enxurrada ($\text{MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$); M_i = precipitação mensal (mm); e P_a = precipitação anual (mm).

A erodibilidade do solo foi calculada por uma equação de regressão desenvolvida para a região central do Brasil, utilizando informações de textura do solo. Isso foi necessário por não haver dados de erodibilidade medidos para os todos os solos da área estudada e pelo fato de que o nomograma de Wischmeier & Smith (1978) tende a superestimar o valor de K em regiões tropicais (Dangler et al., 1976). A equação usada na determinação de K para os solos da gleba de estudo foi (Chaves, 1996):

$$K = -0,00043 (AF+SIL) / CO + 0,000437 AR + 0,000863 SIL \quad (3)$$

em que K = erodibilidade do solo ($t \text{ ha h}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$); AF = % de areia fina no horizonte A do solo; SIL = % de silte do horizonte A do solo; CO = % de carbono orgânico do horizonte A do solo; e AR = % de areia total do solo.

Uma vez que a vertente estuda foi considerada relativamente uniforme e sem áreas deposicionais, a erodibilidade média da gleba foi apenas a média ponderada das erodibilidades dos solos individuais, usando a área como fator de ponderação (Wischmeier & Smith, 1978):

$$K_m = (K_1 A_1 + K_2 A_2 + \dots + K_n A_n) / A_t \quad (4)$$

em que K_i = erodibilidade do solo i ; A_i = área correspondente ao solo i ; e A_t = área total da gleba.

A tolerância à erosão (T), que indica a taxa máxima de perda de solo suportável de uma gleba, foi obtida para cada um dos solos da área de estudo a partir da compilação de Bertoni & Lombardi Neto (1991).

O fator de comprimento de vertente (L) foi calculado de acordo com a seguinte equação (Wischmeier & Smith, 1978):

$$L = (l / 22,1)^m \quad (5)$$

em que l = comprimento da vertente, definida como o ponto do início da enxurrada até o ponto onde se inicia

a deposição do sedimento (m); e m = expoente proporcional ao gradiente da vertente (0,1–0,5).

O fator de gradiente da vertente (S) foi calculado de acordo com a seguinte equação (Wischmeier & Smith, 1978):

$$S = 0,065 + 0,0456 s + 0,00654 s^2 \quad (6)$$

em que s = gradiente médio da vertente (cm m^{-1}).

Os valores médios e os coeficientes de variação dos subfatores l e s foram calculados a partir dos três perfis topográficos, indicados na figura 2.

No presente trabalho, o valor médio de C para a pastagem plantada ($N = 6$ anos) foi obtido de um estudo realizado em parcelas de enxurrada (Dececek et al., 1986) do CPAC-Embrapa, situado a uma distância de 10 km da gleba analisada.

O fator P , por sua vez, definido como a razão entre a perda de solo sob uma prática específica e aquela sob cultivo morro abaixo (Wischmeier, 1976), foi obtido diretamente do Manual AH-537 da USLE (Wischmeier & Smith, 1978).

Estimativa da variabilidade espacial e temporal dos fatores da USLE

Como os fatores da USLE variam espacial e temporalmente, mesmo em uma gleba homogênea (Hession et al., 1996), foram estimados apenas os valores esperados dos fatores da equação 1, bem como sua variabilidade espacial e temporal, em termos de seus respectivos desvios-padrão e coeficientes de variação.

Considerando que os alcances geoestatísticos das variáveis da USLE são inferiores às principais dimensões da gleba estudada (1.150 m de comprimento e 860 m de largura), supôs-se que suas variâncias são independentes de escala, permitindo o uso da estatística tradicional (Kitanidis, 1992).

Assim, foram obtidos os valores esperados (médias), os desvios-padrão e os coeficientes de variação de cada um dos fatores da USLE para a gleba de estudo, por meio das seguintes equações (Haan, 1994):

$$E[X] = \frac{\sum_i X_i}{n} \quad (7)$$

$$s[X] = \sqrt{\frac{\sum_i (X_i - E[X])^2}{n-1}} \quad (8)$$

$$V[X] = \frac{s[X]}{E[X]} \quad (9)$$

em que $E [X]$ = valor esperado de uma variável X ; $s [X]$ = desvio-padrão de X ; X_i = valor de uma observação de X ; n = número de observações de X ; e $V [X]$ = coeficiente de variação de X .

As equações [7], [8] e [9] foram aplicadas a cada um dos fatores da USLE na gleba estudada. No caso

do fator R, apenas a variabilidade temporal foi considerada, estimada a partir de uma série de dados de precipitação de N=37 anos.

No caso dos fatores K, L, S, e C, apenas a variabilidade espacial foi considerada. Quanto ao fator K, apesar de poder variar temporalmente na RUSLE (Renard & Ferreira, 1993), ele é considerado estacionário na USLE (Wischmeier & Smith, 1978; Chaves, 1996).

Para a estimativa dos valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação dos fatores L e S, foram utilizadas as informações dos três transectos longitudinais da vertente (N = 3), a qual foi considerada topograficamente uniforme.

Em se tratando do fator C (pastagem plantada), a variabilidade espacial, dada pelo seu coeficiente de variação, foi obtida a partir da razão de bandas espectrais de imagens de satélite do sensor Landsat ETM+, a qual é altamente correlacionada com a biomassa vegetal e cobertura do solo (Chang et al., 2005). De acordo com Stephens & Cihlar (1982), há alta correlação ($r = 0,996$) entre o fator C da USLE e a razão de bandas espectrais, a qual é dada pela seguinte equação (Mather, 1999):

$$RB = \frac{DN \text{ Banda } 4}{DN \text{ Banda } 3} \quad (10)$$

em que RB = razão de bandas espectrais; DN Banda 4 = número digital do pixel na banda 4 (infra-vermelho próximo); e DN Banda 3 = número digital do pixel na banda 3 (vermelho).

A equação [10] foi aplicada a cada um dos pixels (30 x 30 m) da imagem de satélite Landsat ETM+ da área de estudo, datada de agosto de 2007, resultando em um mapa temático de razão de bandas (Figura 4). Desse mapa, obteve-se o coeficiente de variação da RB, o qual foi suposto como sendo o mesmo do fator C da gleba. No caso do fator P, uma vez que não havia qualquer prática conservacionista na gleba, o coeficiente de variação foi zero.

Estimativa da incerteza na predição de erosão

A partir dos valores esperados (médias), desvios-padrão e coeficientes de variação de cada um dos fatores da USLE descritos, foram calculados o valor esperado, o desvio-padrão e o coeficiente de variação da perda de solo média anual (A) da área de estudo.

Supondo que os fatores da USLE são independentes (Wischmeier, 1976; Hession et al., 1996), o valor esperado da perda de solo na gleba ($E[A]$) é simplesmente o produto dos valores esperados dos seis fatores da USLE, ou seja (Haan, 1994; Harr, 1987):

$$E[A] = E[R] \cdot E[K] \cdot E[L] \cdot E[S] \cdot E[C] \cdot E[P] \quad (11)$$

O desvio-padrão e o coeficiente de variação da perda de solo A foram calculados por meio da equação vetorial de Harr (1987):

$$V[A] = (V^2[R] + V^2[K] + V^2[L] + V^2[S] + V^2[C] + V^2[P])^{0,5} \quad (12)$$

$$e \quad s[A] = V[A] E[A] \quad (13)$$

em que $V[A]$ = coeficiente de variação da perda de solo A; $s[A]$ = desvio-padrão de A; e $E[A]$ = valor esperado de A.

A vantagem do uso da equação vetorial é que ela não requer o conhecimento do tipo exato de distribuição dos fatores da USLE (Harr, 1987), ao contrário de outros métodos de propagação de erro, como o de Monte Carlo. Ela tampouco é limitada a baixos valores de coeficientes de variação, como no caso do método FOSM (Hession et al., 1996).

Probabilidade de falha e confiabilidade do sistema

Uma vez calculados os valores esperados e o desvio-padrão das perdas de solo (A) e da tolerância à erosão (T) da gleba estudada, buscou-se identificar a probabilidade de $A > T$, ou seja, a probabilidade de falha do sistema (P_f). Essa probabilidade é dada pela seguinte equação (Harr, 1987):

$$P_f = 0,5 - \Psi \left[\frac{E[A] - E[T]}{s[M_s]} \right] \quad (14)$$

$$\text{sendo} \quad s[M_s] = \sqrt{s^2[A] + s^2[T] - 2 r s[A] s[T]} \quad (15)$$

em que $E[A]$ = valor esperado da perda de solo na gleba; $E[T]$ = valor esperado da tolerância à erosão na gleba; $s[i]$ = desvio-padrão da variável i; M_s = margem de segurança do sistema = $E[A] - E[T]$; e r = coeficiente de correlação entre A e T; ψ = valor da função de probabilidade da distribuição normal.

Neste estudo, supôs-se que ambas as distribuições de A e de T são normais (gaussianas). Isso é razoável, pois conhecidos apenas o valor esperado e o desvio-padrão de A e T, a distribuição que maximiza a entropia é a normal (Jaynes, 1978; Harr, 1987). O valor de ψ na equação [14] pode ser obtido de tabelas apropriadas na literatura ou, ainda, por meio da seguinte equação (Harr, 1987):

$$\psi[h] = -0,0012 + 0,41151h - 0,01941h^2 - 0,072725h^3 + 0,024553h^4 - 0,0024121h^5 \quad (16)$$

$$\text{em que} \quad h = \frac{E[A] - E[T]}{s[M_s]}$$

Graficamente, a probabilidade de falha do sistema (P_f) é apresentada na figura 5, onde são indicados, de forma esquemática, os valores esperados das distribuições das perdas de solo ($E[A]$) e da tolerância à erosão ($E[T]$).

Graficamente, P_f é a área definida pela interseção das caudas das duas distribuições na figura 5. Nesta,

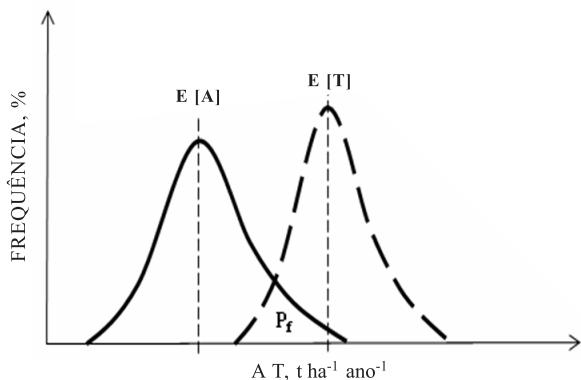


Figura 5. Definição gráfica da probabilidade de falha (P_f) de um sistema. Adaptado de Harr (1987).

observa-se que, mesmo quando $E[A]$ é menor que $E[T]$, há uma probabilidade de que a perda de solo seja superior à tolerância à erosão.

A confiabilidade do sistema (C_s), por sua vez, é a recíproca da probabilidade de falha (Harr, 1987), ou seja:

$$C_s = 1 - P_f \quad (17)$$

O desafio do planejamento conservacionista das glebas é não apenas estabelecer valores adequados de perdas de solo, ou seja, garantir que $A < T$, mas obter probabilidades de falha e confiabilidades aceitáveis para o sistema e que tenham uma relação custo/benefício viável.

Como estruturas conservacionistas são geralmente projetadas para resistir a eventos críticos com um período de retorno de 10 anos (Schwab et al., 1982; Haan & Schulze, 1987), probabilidades de falha aceitáveis estariam em torno de $P_f = 1/T_r = 10\%$, sendo T_r o período de retorno de eventos meteorológicos extremos.

Com o objetivo de atender a ambos os critérios conservacionistas ao mesmo tempo ($A < T$ e $P_f \approx 10\%$), a análise de probabilidade de falha do sistema foi repetida para a mesma área, porém com a introdução de terraços em nível, dimensionados de acordo com a recomendação de Bertoni & Lombardi Neto (1991).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Variabilidade espacial e propagação da incerteza na USLE

O quadro 1 apresenta os resultados dos valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação da precipitação e da erosividade da chuva da área de estudo, sendo a última calculada através da equação 2.

Observa-se que a variabilidade temporal da erosividade da chuva ($V[R] = 0,118$) foi baixa, mesmo

considerando-se a alta variação da precipitação mensal ($V=1,0$) (Quadro 1). Isso se deveu à redução de variância proporcionada pela estrutura aditiva da equação 2, cancelando as variações das médias mensais.

Os valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação das variáveis relativas aos fatores L e S da vertente estudada são apresentados no quadro 2.

Observa-se que os coeficientes de variação dos subfatores topográficos l e s da USLE, usados para o cálculo dos fatores L e S, foram relativamente baixos, confirmado a suposição de vertente uniforme (Quadro 2). No caso dos fatores L e S da vertente, os coeficientes de variação foram também baixos, indicando reduzida propagação de incerteza nas equações 5 e 6, em razão de sua estrutura redutora de variância.

No quadro 3, por sua vez, são apresentados os valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação para os fatores C e P da gleba estudada.

Quadro 1. Valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação da precipitação e erosividade da área de estudo (N = 37 anos)

Variável	P_{mens}	P_{anual}	Fator R
	mm	MJ mm ha ⁻¹ h ⁻¹	
E[]	110,1	1.303,9	6.349,0
s []	110,1	243,2	750,1
V []	1,00	0,187	0,118

Quadro 2. Valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação do comprimento de rampa (l), gradiente (s) e fatores L e S da vertente estudada (N= 3 transectos)

Variável	l	Fator L	s	Fator S
	m	cm m ⁻¹		
E[]	941,7	6,50	6,64	0,66
s []	127,3	0,43	1,05	0,14
V []	0,135	0,067	0,158	0,207

Quadro 3. Valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação dos fatores C (N₁ = 6 anos de parcelas e N₂ = 1.020 pixels da imagem) e P da gleba estudada

Variável	Fator C	Fator P
E[]	0,0025	1,0
s []	0,0006	0,0
V []	0,240	0,0

No caso do fator P, como se tratava de pastagem, o valor esperado foi de $P=1,0$ (Wischmeier & Smith, 1978). Consequentemente, o desvio-padrão e o coeficiente de variação foram iguais a zero.

O quadro 4 apresenta os valores esperados, desvios-padrão e coeficientes de variação da erodibilidade (K) e da tolerância à erosão (T) dos três solos da área de estudo.

Observa-se que a variabilidade espacial de K (54,2 %) é relativamente alta, comparada àquela dos outros fatores (Quadro 4). Isso se deveu ao fato de que as erodibilidades dos Latossolos e do Cambissolo são bastante distintas. Essa alta variabilidade no fator K já havia sido reportada para os solos do Estado de São Paulo (Mannigel et al., 2002).

Constatou-se também correlação negativa ($r=-0,92$) entre os valores de erodibilidade do solo da gleba (K) e da tolerância à erosão (T). A figura 6 apresenta graficamente essa correlação, a qual foi usada na estimativa da probabilidade de falha (equações [14] e [15]). Nesse caso, supôs-se que a mesma correlação ($r=-0,92$) ocorria entre A e T .

Na figura 6, um quarto ponto, relativo a um Argissolo Vermelho-Amarelo, foi obtido na vizinhança

da área de estudo, sendo adicionado à análise, visando aumentar o grau de liberdade da correlação estatística.

No quadro 5 são apresentados os valores esperados e coeficientes de variação de cada um dos fatores da USLE, bem como aqueles relativos à perda de solo (A) e à tolerância à erosão (T) da área estudada.

Os resultados do quadro 5 indicam que o valor esperado da perda de solo ($E[A]$) é 19 % inferior àquele da tolerância à erosão ($E[T]$). Do mesmo quadro, depreende-se que, enquanto o coeficiente de variação médio dos fatores da USLE foi $V = 0,20$, o coeficiente de variação da perda de solo foi três vezes maior ($V[A] = 0,64$), indicando significativa propagação de incerteza na predição da USLE. Isso se deu em razão da estrutura factorial do modelo (equação 1), que tende a potencializar a variância da variável de resposta (A).

Em um estudo semelhante, Rogowski et al. (1985) encontraram um valor médio de $V = 12\%$ para os seis fatores da USLE e $V=57\%$ para perda de solo, corroborando os valores obtidos no presente estudo.

Em termos dos limites de confiança de A , com probabilidade de 90 %, no presente estudo estes foram de 0 (limite inferior) e $20,3\text{ t ha}^{-1}\text{ ano}^{-1}$ (limite superior), próximo daqueles reportados por Hession et al. (2006), que encontraram $1,7$ (inferior) e $22,7\text{ t ha}^{-1}\text{ ano}^{-1}$ (superior).

Probabilidade de falha do sistema

No caso da área de estudo original (sem terraços), a probabilidade de falha do sistema, calculada pelas equações [14] e [15], foi de $P_f = 42,6\%$, com confiabilidade $C_s = 57,4\%$. O alto valor obtido para P_f decorreu da combinação de três causas: a) os altos coeficientes de variação de A e T (Quadro 5); b) a pequena margem de segurança entre A e T ($2,3\text{ t ha}^{-1}\text{ ano}^{-1}$); e c) a alta correlação negativa entre A e T ($r = -0,92$).

A combinação desses três fatores fez com que houvesse significativa sobreposição das caudas das distribuições de A e T (como exemplificado na Figura 5), resultando na alta probabilidade de falha observada.

Quadro 5. Valores esperados e coeficiente de variação dos fatores da USLE e da perda de solo e tolerância à erosão da gleba de estudo

Fator	$E[]$	$V[]$
$R, \text{ MJ mm ha}^{-1} \text{ h}^{-1}$	6,349	0,12
$K, \text{ t ha}^{-1} \text{ MJ}^{-1} \text{ mm}^{-1}$	0,015	0,54
L	6,50	0,07
S	0,66	0,21
C	0,025	0,24
P	1,0	0,00
$A, \text{ t ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$	9,9	0,64
$T, \text{ t ha}^{-1} \text{ ano}^{-1}$	12,2	0,52

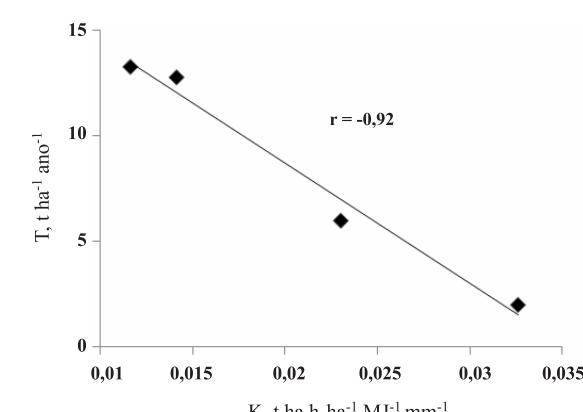


Figura 6. Correlação observada entre a erodibilidade e a tolerância à erosão dos solos da área de estudo.

No sentido de reduzir a elevada P_f , foram buscadas formas de aumentar a margem de segurança do sistema. A alternativa usada foi a introdução de terraços em nível na área de estudo, espaçados a uma distância horizontal média de 70 m.

A introdução de terraços nas glebas altera basicamente os valores de L e S da USLE e não necessariamente o fator P, uma vez que se trata de pastagem e não de lavoura (Wischmeier & Smith, 1978). No quadro 6 são apresentados os valores de L e S da USLE para as condições original e com terraços, bem como as perdas de solo médias nas duas situações.

De acordo com o quadro 6, a introdução de terraços em nível na área de estudo proporcionaria redução de 72 % em L e pequeno aumento em S (24 %), este último em razão das características topográficas da vertente (Figura 1). A redução na perda de solo A proporcionada pelo sistema de terraços seria de 73 % em relação à condição original, aumentando significativamente a margem de segurança do sistema (de 2,3 para 9,5 t ha⁻¹ ano⁻¹).

A probabilidade de falha do sistema, por sua vez, passaria dos originais 42,6 % para apenas 11,9 %, valor mais aceitável em termos conservacionistas (Schwab et al., 1981).

Apesar de a variabilidade espacial e a propagação de incerteza em modelos de erosão já terem sido reconhecidas na literatura (Rogowski et al., 1985; Chaves & Nearing, 1991; Hession et al., 1996), o presente trabalho mostrou que é possível calculá-las e mitigar seus efeitos, por meio de um enfoque estocástico relativamente simples e robusto.

Quadro 6. Valores médios de L, S e A da USLE e M_s e P_f nas duas situações analisadas

Situação	I	L	s	S	A	M_s	P_f
	m	cm m ⁻¹		- t ha ⁻¹ ano ⁻¹ -	%		
Original (N=3)	941,0	6,5	6,1	0,66	9,9	2,3	42,6
C/ Terraços (N=12)	71,5	1,8	8,2	0,82	2,7	9,5	11,9

CONCLUSÕES

1. A variabilidade espacial/temporal dos fatores da USLE em uma área do Distrito Federal foi significativa, com coeficientes de variação (V) indo desde 0 (fator P) até 0,54 (fator K), com V médio de 0,20 para os seis fatores da USLE.

2. O coeficiente de variação da perda de solo na área de estudo foi de 0,64, indicando que houve significativa propagação de incerteza por meio do modelo, decorrente da estrutura fatorial da USLE.

3. Apesar de o valor esperado para a perda de solo na situação original do estudo ter sido 19 % inferior ao valor esperado da tolerância à erosão ($E[A] < E[T]$), haveria probabilidade de 42,6 % de que a perda de solo fosse superior à tolerância à erosão – valor considerado excessivo.

4. Entretanto, com a introdução de um sistema de terraços em nível, a probabilidade de falha do sistema seria de apenas 11,9 %, um valor mais aceitável em termos conservacionistas.

5. Os resultados ressaltam a importância da incorporação das variabilidades espaciais e temporais das glebas no planejamento conservacionista, utilizando métodos que sejam, ao mesmo tempo, simples e robustos, como o aqui apresentado.

LITERATURA CITADA

- BERTONI, J. & LOMBARDI NETO, F. Conservação do solo. São Paulo, Ícone, 1991. 355p.
- CHANG, K.W., SHEN, Y. & LO, J.C. Predicting rice yield using canopy reflectance measured at booting stage. Agron. J., 97:872-878, 2005.
- CHAVES, H.M.L. & NEARING, M.A. Uncertainty analysis of the WEPP soil erosion model. Trans. Am. Soc. Agron. Eng., 34:2437-2444, 1991.
- CHAVES, H.M.L. Modelagem matemática da erosão hídrica: Passado, presente e futuro. In: ALVAREZ V., V.H.; FONTES, L.E.F. & FONTES, M.P.F., eds. O solo nos grandes domínios morfoclimáticos do Brasil e o desenvolvimento sustentado. Viçosa, MG, Sociedade Brasileira de Ciência do Solo, 1996. p. 731-750.
- DANGLER, E.W.; EL-SWAIFY, S.A.; AHUJA, L.R., & BARNETT, A.P. Erodibility of selected Hawaii soils by rainfall simulation. Washington, USDA-ARS, 1976. 113p.
- DEDECEK, R.A.; RESCK, D.V.S. & FREITAS, E. Perdas de solo, água e nutrientes por erosão em Latossolo Vermelho-Escuro dos cerrados em diferentes cultivos sob chuva natural. R. Bras. Ci. Solo, 10:265-272, 1986.
- HAAN, C.T. & SCHULZE, R.E. Return period flow prediction with uncertain parameters. Trans. Am. Soc. Agron. Eng., 30:665-669, 1987.
- HAAN, C.T. Statistical methods in hydrology. Ames, The Iowa State University Press, 1994. 378p.
- HARR, M.E. Reliability-based design in civil engineering. New York, McGraw-Hill, 1987. 290p.
- HESSION, W.C.; STORM, D.E. & HAAN, C.T. Two-phase uncertainty analysis: An example using the universal soil loss equation. Trans. Am. Soc. Agron. Eng., 39:1309-1319, 1996.
- JAYNES, D.B. & COLVIN, T.S. Spatiotemporal variability of corn and soybean yield. Agron. J., 89:30-37, 1997.

- JAYNES, E.T. Where do stand on maximum entropy? In: LEVINE, R.D. & TRIBUS, M., eds. *The maximum entropy formalism*. Cambridge, MIT Press, 1978. p.15-118.
- KITANIDIS, P.K. Geostatistics. In: MAIMENT, D., ed. *Handbook of hydrology*. New York, McGraw-Hill, 1992. p.20.1-20.39.
- LANE, L.J. & NEARING, M.A. USDA Water erosion prediction project: Hillslope profile model documentation. West Lafayette, USDA-ARS, 1989. (NSERL Report, 2)
- MANNIGEL, A.R.; CARVALHO, M.P.; MORETI, D. & EDEIROS, L.R. Fator de erodibilidade e tolerância de perda dos solos do Estado de São Paulo. *Acta Sci.*, 24:1335-1340, 2002.
- MATHER, P.M. Computer processing of remotely-sensed images. New York, Wiley, 1999. 292p.
- MCISAAC, G. Uncertainty and the USLE. *J. Soil Water Conserv.*, 45: 354-355, 1990.
- NASH, J.E. & SUTCLIFFE, J.V. River flow forecasting through conceptual models part I — A discussion of principles. *J. Hydrol.*, 10:282-290, 1970.
- REICHERT, J.M.; DARIVA, T.A.; REINERT, D.J. & SILVA, V.R. Variabilidade espacial de planossolo e produtividade de soja em várzea sistematizada: análise geoestatística e análise de regressão. *Ci. Rural*, 38:981-988, 2008.
- RENARD, K.G. & FERREIRA, V.A. RUSLE model description and database sensitivity. *J. Environ. Quality*, 22:458-466, 1993.
- RISSE, L.M.; NEARING, M.A.; NICKS, A.D. & LAFLEN, J.M. Error assessment in the universal soil loss equation. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, 57:825-833, 1993.
- ROGOWSKI, A.S.; KHAMBILVARDI, R.M. & DEANGELIS, R.J. Estimating erosion on plot, field and watershed scales. In: EL-SWAIFY, S.A.; MOLDENHAUER, W.C. & LO, A., eds. *Soil erosion and conservation*. Ankeny, Soil Conservation Society of America, 1985. p.149-166.
- SCHWAB, G.O.; FREVERT, R.K.; EDMINSTERS, T.W. & BARNE, K.K. *Soil and water conservation engineering*. New York, Wiley, 1981. 525p.
- SILVA, A.M. Rainfall erosivity map of Brazil. *Catena*, 57:251-259, 2001.
- SMITH, J.A. Precipitation, In: MAIDMENT, D.R., ed. *Handbook of hydrology*. New York, McGraw-Hill, 1992. p.3.1-3.47.
- STEPHENS, P.R. & CIHLAR, J. Mapping erosion in New Zealand and Canada, In: JOHANSEN, C. & SANDERS, J.L., eds. *Remote sensing for resource management*. Ankeny, Soil Conservation Society of America, p.232-242, 1982.
- TÁNAGO, M.G. La ecuación universal de pérdidas de suelo: Pasado, presente y futuro. *Ecología*, 5:13-50, 1991.
- TIWARI, A.K.; RISSE, L.M. & NEARING, M.A. Evaluation of WEPP and its comparison with USLE and RUSLE. *Trans. Am. Soc. Agron. Eng.*, 43:1129-1135, 2000.
- VAL, L.A.; BAHIA, V.G.; FREIRE, J.C. & DIAS JUNIOR, M.S. Erosividade das chuvas em Lavras, MG. *Ci. Prática*, 10:199-209, 1986.
- WANG, G., GERTNER, G., LIU, X. & ANDERSON, A. Uncertainty assessment of soil erodibility factor for revised universal soil loss equation. *Catena* 46:1-14, 2001.
- WISCHMEIER, W.H. & SMITH, D.D. Predicting rainfall erosion losses – A guide to conservation planning. Washington, USDA, 1978. 58p. (USDA AH-537)
- WISCHMEIER, W. Use and misuse of the universal soil loss equation. *J. Soil Water Conserv.*, 31:5-9, 1976.
- WU, S.; LI, J. & HUANG, G. An evaluation of grid size uncertainty in empirical soil loss modeling with digital elevation models. *Environ. Modeling Assessment*, 10:33-42, 2005.

2030

Henrique Marinho Leite Chaves