

Modelo não linear Stanford e Smith na descrição da degradação da palha de aveia no solo: abordagem bayesiana

Edilson Marcelino Silva ¹, Gustavo Sérgio de Paula ², Lucivânia Ferreira Miranda ³, Kelly Pereira de Lima ⁴, Joel Augusto Muniz ⁵, Tales Jesus Fernandes ⁶

1 Introdução

A entrada de matéria orgânica no solo pode ocorrer pela senescência natural das plantas e das folhas, pelos resíduos de exploração e até mesmo pela adubação com resíduos vegetais. Em sistemas agrícolas, o uso e o manejo do solo modificam as propriedades físicas, químicas e biológicas do solo pela entrada da matéria orgânica, e também a taxa de decomposição por meio da fertilização e colheita. Em solos sob plantio direto, há o acúmulo de nutrientes minerais como por exemplo a palha, que propicia a formação de uma camada favorável ao crescimento microbiano (PULROLNIK, 2009). É prática comum na agricultura a plantação de culturas de verão como milho e feijão, depois de se ter plantado culturas de inverno como trigo e aveia. Assim o estudo da decomposição de resíduos culturais de espécies de inverno é de fundamental importância para o manejo adequado dos solos agrícolas (GIACOMINI, et al., 2008). Segundo Pulrolnik (2009) no processo de decomposição, parte do carbono permanece inalterado, podendo-se incorporar a biomassa microbiana do solo e outra parte do carbono é liberada na forma de dióxido de carbono a atmosfera.

O modelo não linear de Stanford e Smith (1972) é o mais usado para descrever a mineralização do carbono de resíduo orgânico no solo (SILVA, et al., 2019a; SILVA, et al., 2019b). Vale ressaltar que a teoria para modelos não lineares é válida para grandes amostras (SOUZA, et al., 2010; ZEVIANI, et al., 2012) e em geral nas pesquisas se tem poucas observações. Uma alternativa é usar a abordagem bayesiana que é eficiente mesmo em pequenas amostras além de ter interpretação direta ao intervalo de credibilidade (BOLSTAD e CURRAN, 2012; MACHADO, et al., 2012).

A abordagem bayesiana, cujo desenvolvimento se dá a partir da probabilidade condicional, tem como base o Teorema de Bayes. Segundo Bolstad e Curran (2016) a distribuição *a posteriori* $P(\beta|y)$ tem a forma:

$$P(\beta|y) = \frac{P(\beta, y)}{\sum_{\beta} P(\beta)P(y|\beta)} = \frac{P(\beta)P(y|\beta)}{\sum_{\beta} P(\beta)P(y|\beta)},$$

¹Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: edilsonmg3@hotmail.com

²Iniciação científica, Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: gustavo028@hotmail.com

³Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: lucivania@ifpi.edu.br

⁴Programa de Pós-Graduação em Estatística e Experimentação Agropecuária, Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: kelly.lima.88@gmail.com

⁵Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: joamuniz@ufla.br

⁶Departamento de Estatística (DES), Universidade Federal de Lavras (UFLA). e-mail: tales.jfernandes@ufla.br

Observa-se na equação, que $\sum_{\beta} P(\beta)P(y|\beta)$ desempenha papel de uma constante normalizadora de $P(\beta|y)$ pois não depende de β . Para um valor fixo de y , a função $P(y|\beta)$ fornece a verossimilhança de cada um dos possíveis valores de β , ou seja, $P(y|\beta) = L(y|\beta)$. Com base no Teorema de Bayes, as informações são avaliadas e validadas por meio da distribuição a *posteriori*, que é a distribuição a *priori* atualizada, ou seja, toda informação prévia ou nenhuma informação sobre o estudo com a verossimilhança da amostra. Portanto, a forma usual do Teorema de Bayes é:

$$P(\beta|y) \propto P(\beta)L(y|\beta)$$

em que \propto representa proporcionalidade. $P(\beta|y)$ é a distribuição a *posteriori*, $P(\beta)$ a distribuição a *priori* e $L(y|\beta)$ a verossimilhança.

Foi utilizada a metodologia bayesiana para ajustar o modelo não linear Stanford e Smith a porcentagem de carbono mineralizado da palha de aveia no solo, além disso utilizar distribuições a *priori* informativa aos parâmetros do modelo e estimar o tempo de meia vida.

2 Material e métodos

Os dados utilizados para o ajuste do modelo foram extraídos de Giacomini et al. (2008). O experimento foi realizado em laboratório. Um argissolo vermelho distrófico arênico, da camada de 0-10cm de uma área que vinha sendo manejada em sistema plantio direto foi avaliado. O solo apresentou 18 g kg⁻¹ de matéria orgânica, 150 g kg⁻¹ de argila e pH em água de 5,2. A coleta da aveia foi feita no estádio de maturação fisiológica, submetida à secagem ao ar e armazenada em lugar seco até o momento da incubação. Antes da incubação, os grãos de aveia foram descartados. Os colmos e as folhas foram cortados em pedaços de 1 a 2 cm. Foi colocada uma subamostra do material vegetal em estufa a 65 °C, para obter a matéria seca para calcular a quantidade de palha seca ao ar por adicionar ao solo.

O delineamento utilizado foi inteiramente casualizado com quatro repetições. A quantidade de palha de aveia acrescida a cada frasco foi de 7,0 g kg⁻¹ de solo seco, equivalente a 2,8 Mg ha⁻¹ de palha. A mineralização do C foi avaliada por meio da emissão de CO₂, durante a incubação, medindo-se a porcentagem de carbono mineralizado sempre nas mesmas unidades experimentais aos 3, 5, 9, 14, 20, 25, 30, 35, 45, 55, 65 e 80 dias do início da incubação.

Avaliou-se o modelo Stanford e Smith:

$$C_t = C_0(1 - \exp(-kt)) + \varepsilon_t$$

No modelo, C_t corresponde a porcentagem do carbono adicionado mineralizado até o tempo t (em dias); C_0 é o carbono potencialmente mineralizável; k é a taxa de mineralização. O tempo de meia-vida do carbono potencialmente mineralizável para o modelo Stanford e Smith foi estimado pela expressão, $t_{1/2} = \frac{\ln 2}{k}$, que corresponde ao tempo gasto para mineralizar metade do carbono potencialmente mineralizável (ZEVIANI, et al., 2012).

Supondo que $\varepsilon_t \sim \text{iid } N(0, \tau_e^{-1})$, então, a verossimilhança para o modelo é escrita da seguinte forma (PEREIRA, et al., 2009):

$$L(y|C_0, k, \tau) \propto \tau^{\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{\tau}{2} \sum_{i=1}^n \{y_i - C_0[1 - \exp(-kt_i)]\}^2 \right\}$$

em que $i=1,2,\dots,n$, $y = y_1, y_2, \dots, y_n$.

As distribuições *a posteriori* obtidas por Pereira et al. (2009) no ajuste do modelo Stanford e Smith foram utilizadas como *prioris* em nosso estudo. Para o parâmetro C_0 que representa a quantidade de carbono potencialmente mineralizável será estabelecida *priori* normal com média μ_c e variância σ_c^2 , ou seja, $P(C_0|\mu_c, \sigma_c^2) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_c^2} (C_0 - \mu_c)^2 \right\}$, para a precisão $\tau = \frac{1}{\sigma_e^2}$, será estabelecida *priori* gama com hiperparâmetros α_e e β_e , ou seja, $P(\tau|\alpha_e, \beta_e) \propto \tau^{\alpha_e-1} \exp\{-\tau\beta_e\}$ (PEREIRA, et al., 2009).

Para o parâmetro k que representa a taxa de mineralização será estabelecida *priori* beta, pois $0 < k < 1$ com hiperparâmetros α e β , sendo $\alpha < \beta$ já que o parâmetro k é mais concentrado próximo do 0, ou seja, $P(k|\alpha, \beta) \propto k^{\alpha-1}(1-k)^{\beta-1}$.

Por intermédio do teorema de Bayes, a distribuição *posteriori* conjunta do modelo pode ser escrita da seguinte forma, considerando que C_0 , k e τ são independentes:

$$P(C_0, k, \tau|y, H) \propto L(y|C_0, k, \tau, H)P(C_0|\mu_c, \sigma_c^2)P(k|\alpha, \beta)P(\tau|\alpha_e, \beta_e).$$

As distribuições *a posteriori* marginais dos parâmetros foram obtidas por meio dos algoritmos Amostrador de Gibbs e Metropolis-Hastings sendo o núcleo de transição desses algoritmos as condicionais completas *a posteriori*. Para verificar a convergência das cadeias foram utilizados os critérios de Raftery e Lewis e o critério de Geweke. As análises foram realizadas utilizando-se o software R (R Core Team, 2017).

3 Resultados e discussão

Segundo a *posteriori* conjunta, a *posteriori* condicional completa para C_0 é normal e pode ser escrita da seguinte forma:

$$C_0|k, \tau, y, H \sim N \left(\frac{\tau \sum_{i=1}^n y_i [1 - \exp(-kt_i)] + \frac{\mu_c}{\sigma_c^2}}{\tau \sum_{i=1}^n [1 - \exp(-kt_i)]^2 + \frac{1}{\sigma_c^2}}, \frac{1}{\tau \sum_{i=1}^n [1 - \exp(-kt_i)]^2 + \frac{1}{\sigma_c^2}} \right) \quad (1)$$

Para o parâmetro k , com base na *posteriori* conjunta, a distribuição *posteriori* condicional completa é:

$$P(k|C_0, \tau, y, H) \propto k^{\alpha-1}(1-k)^{\beta-1} \exp \left\{ -\frac{\tau}{2} \sum_{i=1}^n \{y_i - C_0[1 - \exp(-kt_i)]\}^2 \right\} \quad (2)$$

A distribuição *a posteriori* condicional completa para τ é uma Gama, ou seja,

$$\tau|C_0, k, y, H \sim G \left(\frac{n}{2} + \alpha_e, \frac{\sum_{i=1}^n \{y_i - C_0[1 - \exp(-kt_i)]\}^2 + 2\beta_e}{2} \right) \quad (3)$$

Observando-se a Tabela 1, nota-se que o fator de dependência (FD) de Raftery e Lewis, não mostrou evidências contra a convergência de todos os parâmetros, pois seu valor foi menor que 5. Pelo critério de Geweke indicou a não existência de evidências contra a convergência porque o p-valor foi maior que o nível de significância 0,05.

Tabela 1: Fator de dependência do critério de Raftery e Lewis e p-valor do critério de Geweke (Fonte: próprio autor).

Parâmetro	FD	Geweke p-valor
C_0	1,1719	0,9212
k	2,1420	0,8076
τ	1,0563	0,3088

O intervalo de credibilidade (HPD) apresentado na Tabela 2, esta de acordo com as estimativas obtidas por Silva et al. (2019a) usando a metodologia frequentista, sendo o intervalo obtido pelo método bayesiano com amplitude menor além de apresentar interpretação direta (MACHADO, et al., 2012), em que a distribuição marginal a *posteriori* dos parâmetros estão ilustradas na Figura 1. Assim a abordagem bayesiana foi eficiente no ajuste do modelo Stanford e Smith aos dados de mineralização da palha de aveia no solo. O parâmetro C_0 que tem interpretação mais importante, por significar o carbono potencialmente mineralizável estimou esta quantidade em aproximadamente 64% do carbono adicionado, e segundo Pulrolnik (2009) o restante do carbono adicionado permanece no solo podendo incorporar a biomassa microbiana. O tempo de meia vida foi estimado em aproximadamente 25 dias.

Tabela 2: Média a *posteriori* dos parâmetros e intervalo de máxima densidade a *posteriori* (HPD) (LI: limite inferior e LS: limite superior) (Fonte: próprio autor).

Parâmetro	Média <i>posteriori</i>	HPD 95%	
		LI	LS
C_0	64,0650	59,8007	68,1378
k	0,0267	0,0232	0,0303
τ	0,4065	0,1362	0,7448
$t_{\frac{1}{2}} = \frac{\ln 2}{k}$	25,9605	22,8761	29,8770

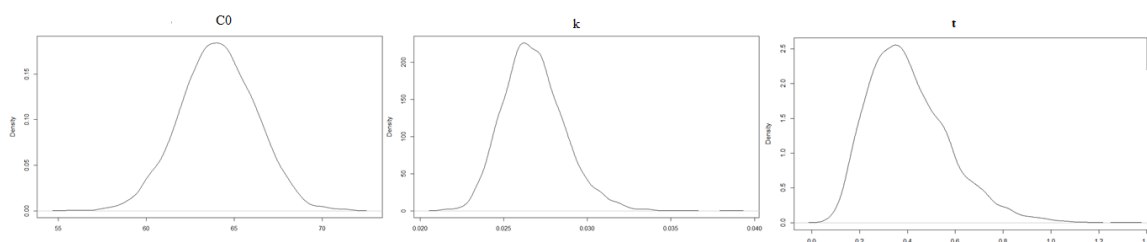


Figura 1: Distribuição marginal a *posteriori* dos parâmetros do modelo (Fonte: próprio autor).

4 Conclusão

A metodologia bayesiana foi eficiente no ajuste do modelo não linear Stanford e Smith a porcentagem de carbono mineralizado da palha de aveia no solo. A quantidade de carbono potencialmente mineralizável da palha de aveia foi de aproximadamente 64% do carbono adicionado com tempo de meia vida de 25 dias.

Agradecimentos

Os autores agradecem a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo apoio nesta pesquisa.

Referencias Bibliográficas

BOLSTAD, W. M.; CURRAN, J. M. *Introdution to Bayesian Statistics*, Third Edition, 2016.

GIACOMINI, S. J. et al. Mineralização do carbono da palha de aveia e dejetos de suínos aplicados na superfície ou incorporados ao solo. *Revista Brasileira de Ciência do Solo*, v. 32, p. 2661-2668, 2008.

MACHADO, E. J. et al. Estimação de um modelo de espécies de macroinvertebrados bentônicos via análise bayesiana do modelo de Michaelis-Menten. *Revista Brasileira de Biometria*, v. 30, p. 106-123, 2012.

PEREIRA, J. M. et al. Comparação entre modelos para predição do nitrogênio mineralizado: uma abordagem bayesiana, *Ciência e Agrotecnologia*, v. 33, p. 1792-1797, 2009.

PULROLNIK, K. *Transformações do carbono no solo*. 1a ed. Planaltina, DF: Embrapa Cerrados, 2009. 35p.

R CORE TEAM. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. 2017. URL <http://www.R-project.org/>.

SILVA, et al. Descrição da mineralização do carbono de dejetos de suínos e palha de aveia no solo por modelos não lineares. *Revista Agrogeoambiental*, v. 11, p. (no prelo), 2019a.

SILVA, et al. Ajuste da decomposição do lodo de esgoto e palha de aveia por modelos não lineares. *Revista Agrogeoambiental*, v. 11, p. (no prelo), 2019b.

SOUZA, E. M. Non-linear modeling of zinc extracted from a sewage sludge-treated. *Acta Scientiarum*, v. 32, p. 193-199, 2010.

STANFORD, G.; SMITH, S, J. Nitrogen mineralization potentials of soil. *Soil Science Society of America Jornal*, v. 36, p. 465-471, 1972.

ZEVIANI, et al. Modelos não lineares para a liberação de potássio de esterco animais em latossolos. *Ciência Rural*, v. 42, p. 1789-1796, 2012.