

Estimação de Parâmetros da Cinética de Trânsito de Partículas em Bovinos sob Pastejo por Diferentes Seqüências Amostrais

Edenio Detmann¹, Paulo Roberto Cecon², Mário Fonseca Paulino³, Joanis Tilemahos Zervoudakis¹, Sebastião de Campos Valadares Filho³, Cláudio Vieira de Araújo¹

RESUMO - Objetivou-se, neste estudo, avaliar a capacidade de ajustamento de um modelo não-linear no processo de estimação dos parâmetros da cinética de trânsito de partículas de bovinos em pastejo, empregando-se diferentes seqüências de amostragem fecal. Foram utilizados cinco novilhos F1 Limousin x Nelore, fistulados no esôfago e rúmen, sob pastejo de *Brachiaria decumbens*, com suplementação concentrada, durante o período das águas. O experimento constituiu de três períodos experimentais, conduzido em delineamento em blocos casualizados. Empregou-se como indicador o cromo mordante, produzido a partir de amostras de extrusa. Ajustou-se às curvas de excreção fecal do indicador o modelo duplo exponencial tempo-dependente, empregando-se as seguintes seqüências amostrais: SEQ 1 - 22 coletas (seqüência amostral completa); SEQ 2 e SEQ 3 - 17 coletas (redução de pontos de coleta nas fases ascendente e descendente da curva, respectivamente); e SEQ 4 e SEQ 5 - 13 e 10 coletas fecais (redução do número de coletas em todo o perfil da curva). As seqüências reduzidas foram produzidas a partir da omissão de pontos específicos da seqüência amostral completa (SEQ 1). A comparação entre as estimativas dos parâmetros cinéticos e da excreção fecal; a análise descritiva do número de iterações necessário à convergência do modelo e do coeficiente de determinação; e a avaliação de falta de ajustamento não apontaram diferenças entre as seqüências. A análise residual apontou, contudo, melhorias quanto ao comportamento gráfico e perfil de corridas de sinal dos resíduos com a redução do número de coletas para SEQ 4 e SEQ 5. Em função de pequena perda de eficiência, avaliada frente à variância residual, observada em SEQ 5, recomenda-se o emprego de 13 coletas fecais (SEQ 4) para avaliação da curva de excreção fecal do indicador em estudos desta natureza.

Palavras-chave: dose pulso, excreção fecal, indicadores externos, modelos matemáticos, taxa de passagem

Estimation of Solid Transit Kinetics Parameters in Cattle Under Grazing by Different Sample Series

ABSTRACT - The objective of this study was to evaluate the fitness capacity of a non-linear model in the process parameter estimation of the solid transit kinetics of bovine at pasture, using different sequences of fecal sampling. Five F1 Limousin X Nellore steers, fistulated in esophagus and rumen on *Brachiaria decumbens* grazing and concentrate supplemented during the rainy season period were used. The experiment was developed in three experimental periods; in a randomized completely blocks design. Chromium mordant, produced from extrusa samples, was used as marker. The double exponential time-dependent model was adjusted to the curves of fecal excretion of marker, and the following sample sequences were used: SEQ 1 - 22 samples (complete sample sequence); SEQ 2 and SEQ 3 - 17 samples (reduction of collection points in the ascendant and descendent phases of the curve, respectively); and SEQ 4 and SEQ 5 - 13 and 10 fecal samples (reduction of the number of samples in the whole profile of the curve). The reduced sequences were produced starting from the omission of specific points of the complete sample sequence (SEQ 1). The comparison among the estimates of the kinetic parameters and fecal excretion; the descriptive analysis of the necessary number of iterations to the convergence of the model and of the determination coefficient; and the evaluation of lack of fitness showed no differences among the sequences. However, the residual analysis pointed improvements in the graphic behavior and runs of signal profile of the residues with the reduction of the number of collections in SEQ 4 and SEQ 5. In function of small efficiency loss, evaluated from the residual variance, observed in SEQ 5, the employment of 13 fecal collections (SEQ 4) for evaluation of the fecal excretion curve of the marker in similar studies was recommended.

Key Words: fecal excretion, external markers, mathematical models, pulse dose, rate of passage

¹ Zootecnista, MS, estudante de Doutorado, DZO-UFV, bolsista do CNPq E-mail: detmann@alunos.ufv.br

² Professor, DPI-UFV, bolsista do CNPq.

³ Professor DZO-UFV, bolsista do CNPq.

Introdução

As transformações digestivas são determinadas por atributos intrínsecos do alimento e por suas interações com os processos cinéticos. Neste enfoque, a expressão quantitativa dos processos cinéticos de digestão e passagem torna-se necessária para estimar mais precisamente a quantidade e composição dos nutrientes digeridos e sua subsequente eficiência de utilização pelo animal (ELLIS et al., 1994).

A estimação da cinética de trânsito de partículas em ruminantes tem sido realizada, normalmente, por intermédio do emprego de indicadores complexados com a fração fibrosa do alimento, em procedimento de dose única, com amostragens fecais subsequentes em intervalos de tempo pré-definidos, visando a caracterização da curva de excreção deste indicador, a qual, é submetida ao ajuste de modelos não-lineares por processos iterativos.

No entanto, ao se trabalhar com animais em pastejo, algumas considerações devem ser tecidas sobre o método de estimação descrito acima. Para a realização das coletas fecais, há a necessidade de contenção dos animais. Isto leva à ampliação do estresse, o qual pode alterar o comportamento natural de pastejo do animal (OWENS e HANSON, 1992; BURNS et al., 1994), podendo levar a alterações desconhecidas sobre as estimativas obtidas. Assim, é desejável que, ao trabalhar-se com animais em pastejo, estes se comportem o mais próximo possível do normal, sem grandes interferências, o que poderia ser alcançado com menor número de contenções (FRANCE et al., 1988).

Em estudos com animais confinados, tem-se utilizado, para estimar os parâmetros cinéticos de trânsito, número de coletas variando, normalmente, entre 20 (OLIVEIRA et al., 1999) e 26 (MOORE et al., 1992). Por outro lado, em estudos com animais a pasto, empregam-se, normalmente, de 17 (LIRA, 2000) a 25 (SOARES et al., 1999) coletas que podem ser consideradas elevadas, dado o curto intervalo de tempo no qual são realizadas (120 a 144 horas).

Objetivou-se, neste estudo, avaliar a capacidade de ajustamento de um modelo não-linear para estimar a cinética de trânsito de partículas de animais em pastejo a diferentes intensidades e seqüências de amostragem fecal.

Material e Métodos

O presente trabalho foi realizado na Fazenda Experimental de Felixlândia, em Felixlândia-MG, da Empresa de Pesquisa Agropecuária de Minas Gerais (EPAMIG), no período de dezembro de 1997 a março de 1998.

A área experimental, com 5,35 hectares e topografia plana, coberta uniformemente com a gramínea *Brachiaria decumbens*, foi redividida, por intermédio de cerca eletrificada, em cinco piquetes de 1,07 hectares, providos de bebedouro e comedouro coberto.

Foram utilizados cinco bovinos F1 Limousin x Nelore, castrados, com idade e peso médios iniciais de 22 meses e 396 kg, fistulados no esôfago e rúmen.

O experimento constou de três períodos experimentais de 31 dias, sendo os sete primeiros de adaptação, conduzidos durante a parte central do período chuvoso. Ao início de cada período experimental, os animais foram sorteados, com relação aos suplementos e piquetes.

Foram fornecidos os seguintes suplementos: sal mineral; suplementos constituídos de milho e farelo de soja, em nível de 1 e 2 kg/dia; e suplementos constituídos de farelo de trigo e farelo de soja, fornecido, em nível de 1 e 2 kg/dia. Todos foram balanceados para se atingir o nível de 20% de proteína bruta, com base na matéria natural, sendo fornecidos diariamente aos animais às 10 h. Os animais em todos os tratamentos tiveram acesso irrestrito à água e mistura mineral.

A partir de amostras de extrusa, coletadas no terceiro dia de cada período experimental, produziu-se fibra mordantada com dicromato de sódio, adaptando-se os procedimentos de ÚDEN et al. (1980). Alíquotas de 100 g foram acondicionadas em cartuchos de papel, as quais foram colocadas diretamente no rúmen de cada animal no 26º dia do período experimental, às 8 h. As amostras de fezes foram coletadas entre 0 e 144 horas após a dosagem, num total de 22 coletas, sendo imediatamente colocadas em sacos plásticos, identificadas e congeladas a -20°C.

Posteriormente, as amostras fecais e o mordante foram analisados por espectrofotometria de absorção atômica, a fim de quantificar o teor de cromo, conforme metodologia descrita por WILLIAMS et al. (1962).

Às curvas de excreção do indicador ajustou-se, por intermédio do procedimento estatístico iterativo Gauss-Newton, o modelo não-linear duplo exponencial tempo-dependente simplificado, proposto por DHANOA et al. (1985), o qual tem demonstrado melhor capacidade de ajustamento sob condições tropicais em confinamento (OLIVEIRA et al., 1999) e a pasto (LIRA, 2000), dado por:

$$\hat{y} = A \cdot \exp(-k_1 \cdot t) \cdot \exp(-B \cdot \exp(-k_2 \cdot t))$$

em que \hat{y} é concentração fecal estimada do indicador no tempo t ; A e B , parâmetros biologicamente indefinidos; k_1 e k_2 , taxas de passagem pelo primeiro e segundo compartimentos, respectivamente; e t , tempo após o fornecimento do indicador.

O modelo foi considerado satisfatoriamente ajustado quando os seguintes critérios foram supridos: (1) as estimativas dos parâmetros cinéticos apresentaram valores biologicamente coerentes (DHANOA et al., 1985); e (2) convergência para uma solução única a partir do fornecimento de diferentes valores iniciais (DHANOA et al., 1985; SOUZA, 1998). De forma a melhorar o diagnóstico do ajuste, empregaram-se, de forma auxiliar, os testes t , para as estimativas dos parâmetros, e F , para a regressão. Estes testes forneceram diagnósticos apenas aproximados, uma vez que, sob condições não-lineares, os resíduos ordinários não apresentam distribuição aproximadamente normal (REGAZZI, 1999).

As seqüências amostrais empregadas para o ajustamento possuem as estruturas temporais descritas na Tabela 1. A SEQ 1 constitui-se de todas as amostragens realizadas (22 coletas), sendo as demais estruturadas a partir da omissão dos valores de concentração de tempos preestabelecidos durante o processo de ajustamento. Objetivou-se em SEQ 2 e SEQ 3 (17 coletas) observar a capacidade de ajustamento do modelo à redução amostral na fase ascendente e descendente da curva de excreção, respecti-

vamente. A SEQ 4 (13 coletas) constitui a fusão de SEQ 2 e SEQ 3, com menor intensidade de coletas em todo o período amostral, sendo este o mesmo objetivo proposto em SEQ 5, porém, a redução foi mais severa (10 coletas). Para efeito de comparação, SEQ 1 foi considerada como grupo controle, servindo, portanto, como referência às estimativas obtidas pelas demais seqüências.

Após o ajustamento das curvas de excreção do indicador, procedeu-se à determinação da excreção fecal, adaptando-se a equação descrita por HOLLEMAN e WHITE (1989), definido-se com limites inferior e superior para integração da função $t=0$ e $t=300$ horas (DETMANN et al., 2000b), respectivamente:

$$EF = \frac{D}{\int_0^{300} C_t dt}$$

em que EF é excreção fecal (kg/h); D , dose de cromo (mg); e $\int_0^{300} C_t dt$, integral da equação ajustada para concentração do indicador nas fezes, em função do tempo pós-dosagem (mg/kg \times h). A título de comparação, os valores de excreção fecal foram avaliados em termos de valores absolutos (kg/dia) e relativos (g/100kgPV), com o objetivo de eliminar possível interferência de variações de peso entre os animais.

As seqüências propostas foram comparadas entre si, considerando-se como referência base a série amostral completa (SEQ 1), segundo os seguintes critérios: (1) comparação entre as médias das estimativas dos parâmetros k_1 , k_2 e excreção fecal; (2) análise residual por intermédio de corridas de sinal e plotagem de resíduos "studentizados"; (3) eficiência relativa em função da variância residual; (4) ocorrência de falta de ajustamento; (5) número de iterações necessárias para convergência à solução do modelo; e (6) análise descritiva do coeficiente de determinação.

Tabela 1 - Estrutura temporal (horas após a administração do indicador) das diferentes seqüências amostrais
Table 1 - Time series (hours after marker administration) of different sample sequences

Seqüência Sequence	Estrutura temporal Time serie
SEQ1	0, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 27, 30, 33, 36, 42, 48, 54, 60, 72, 84, 96, 108, 120, 144
SEQ2	0, 6, 12, 18, 24, 30, 36, 42, 48, 54, 60, 72, 84, 96, 108, 120, 144
SEQ3	0, 6, 9, 12, 15, 18, 21, 24, 27, 30, 33, 36, 48, 60, 84, 108, 144
SEQ4	0, 6, 12, 18, 24, 30, 36, 42, 48, 60, 84, 108, 144
SEQ5	0, 9, 15, 18, 24, 30, 33, 48, 84, 144

A análise de variância para estimativas dos parâmetros cinéticos e da excreção fecal seguiu o modelo:

$Y_{ijkl} = \mu + S_i + P_j + e_{ij} + A_k + SA_{ik} + \varepsilon_{ijkl}$
em que Y_{ijkl} é valor observado relativo ao suplemento i , ao período j , à seqüência k e à observação l ; μ , média geral; S_i , efeito do suplemento i ($i = 1, 2, 3, 4$ e 5); P_j , efeito do período ou bloco j ($j = 1, 2$ e 3); e_{ij} , efeito residual das parcelas; A_k , efeito da seqüência amostral k ($k = 1, 2, 3, 4$ e 5); SA_{ik} , efeito da interação do suplemento i com a seqüência amostral k ; e ε_{ijkl} , erro aleatório, associado a cada observação, pressuposto normal e independentemente distribuído, com média zero e variância σ^2 . Para realização das comparações entre médias, empregou-se o teste Dunnet, adotando-se SEQ 1 como referência. Adotou-se $\alpha = 0,05$.

Para comparação das variâncias residuais dos modelos ajustados propôs-se neste estudo o índice de eficiência média, descrito abaixo:

$$EM_k = \left[\frac{\sum_{ijkl} S_{ijkl}^2}{\sum_{ijkl} S_{ij1l}^2} \right] / n$$

em que EM_k é eficiência média da seqüência k , para $k \neq 1$; S_{ij1l}^2 , estimativa da variância para o suplemento i , no período j , para a seqüência 1 (SEQ 1), na repetição l , aninhada aos efeitos principais; S_{ijkl}^2 , estimativa da variância para o suplemento i , no período j , para a seqüência k , sendo $k \neq 1$, na repetição l , aninhada aos efeitos principais; e $n = 15$; sendo k fixo e $\neq 1$ e i, j e l variáveis.

Para verificação da falta de ajustamento dos modelos ajustados às diferentes seqüências, adaptou-se o procedimento descrito por DRAPER e SMITH (1966). Análises prévias não revelaram efeitos significativos da suplementação sobre os parâmetros cinéticos (DETMANN et al., 2000a). Assim, aos valores obtidos para todos os animais, dentro de cada período, ajustou-se um modelo para cada seqüência, de forma a permitir a avaliação da existência de vício na estimativa do resíduo da regressão frente ao resíduo puro. Empregou-se o teste F, adotando-se $\alpha = 0,05$.

Os resíduos ordinários foram definidos como a diferença entre os valores observados e estimados da concentração fecal do indicador no tempo "t". Para melhor interpretação e comparação entre seqüências, procedeu-se à "studentização" dos resíduos, segundo a equação (CORDEIRO e PAULA, 1989; SOUZA, 1998):

$$\hat{u}_i = \frac{\hat{e}_i}{\hat{\sigma} \sqrt{1 - \hat{h}_{ii}}}$$

em que \hat{u}_i é resíduo "studentizado" para a observação i ; \hat{e}_i , resíduo ordinário observação i ; $\hat{\sigma}$, desvio-padrão residual; e \hat{h}_{ii} , elemento i da matriz de projeção $F(\hat{\theta})[F'(\hat{\theta})F(\hat{\theta})]^{-1}F'(\hat{\theta})$, sendo $F(\hat{\theta})$ a matriz jacobiana da função resposta $f(x_i; \hat{\theta})$. Os resíduos foram plotados em gráficos individuais, para cada seqüência, e avaliados quanto à dispersão.

Segundo DRAPER e SMITH (1966), quando a série temporal de um conjunto de resíduos é conhecida, pode-se avaliar o ajustamento do modelo por intermédio de grupos de resíduos consecutivos de mesmo sinal, os quais são denominados corridas de sinal. Uma vez que as seqüências propostas são compostas de números diferentes de observações, foi proposta, neste estudo, a avaliação das corridas de sinal por intermédio da razão entre o número de corridas e o número de observações, valor este que deve ser o maior possível. Outra avaliação residual, por intermédio de corridas de sinal, foi realizada segundo proposta de BARD (1974), por intermédio da equação: $\mu = 2n_1n_2/(n_1+n_2) + 1$, em que μ é número esperado de corridas de sinal, sob a suposição de aleatoriedade dos erros, e n_1 e n_2 são número de resíduos negativos e positivos, respectivamente.

O coeficiente de determinação foi estimado como o quadrado do coeficiente de correlação entre os valores observados e preditos para a variável dependente (SOUZA, 1998; REGAZZI, 1999).

Todas as análises estatísticas foram realizadas por intermédio dos programas SAEG, versão 5.0, e SAS, versão 6.12.

Resultados e Discussão

A grande maioria dos métodos estatísticos empregados em análises residuais de modelos de regressão pressupõe que os erros são normal e independentemente distribuídos, com média zero e variância σ^2 . Se observadas falhas nestas pressuposições, pode-se afirmar que o modelo é incoerente ao fenômeno estudado (DRAPER e SMITH, 1966; MYERS, 1990). Embora sob condições não-lineares tenha-se comportamento distinto, com esperança de resíduos diferente de zero e presença de correlação destes com os valores preditos da variável dependente (CORDEIRO e PAULA, 1989; SOUZA, 1998), a análise residual assume importância semelhante em modelagem não-linear, funcionando como instrumento fundamental para o diagnóstico de atipicidades, como erros de especificação de resposta e heterocedasticidade

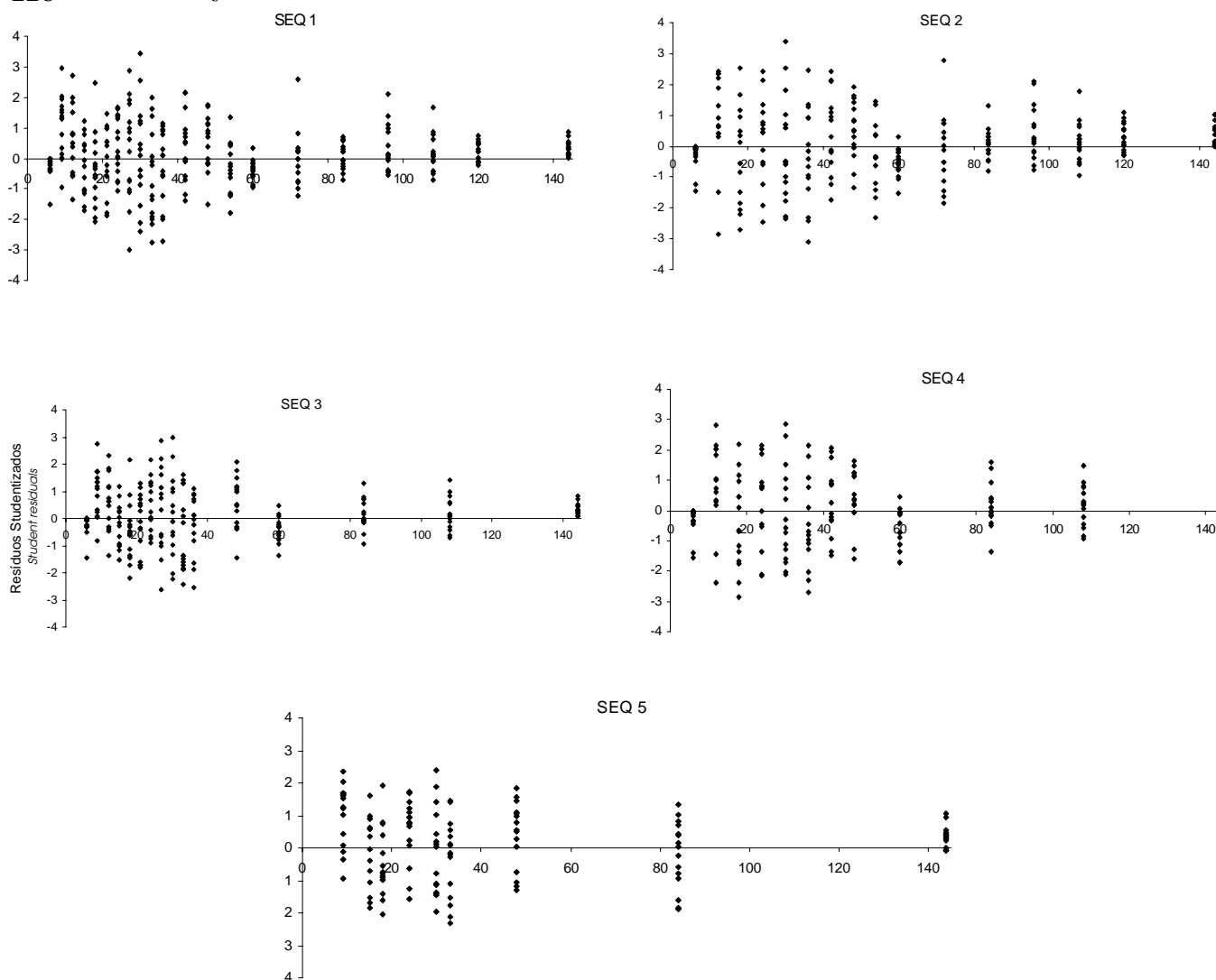


Figura 1 - Gráficos de dispersão para os resíduos "studentizados", em função das diferentes seqüências amostrais.
 Figure 1 - Graphics of dispersions for the student residues, in function of different sample sequences.

(SOUZA, 1998). Devido à comprovada eficiência do modelo empregado neste trabalho em estimar os parâmetros relacionados à cinética de trânsito do trato gastrointestinal de ruminantes (DHANOA et al., 1985; OLIVEIRA et al., 1999; e LIRA, 2000), foram interpretadas as possíveis condições anormais observadas na análise residual como resultado da menor adequação do conjunto de dados em ser submetido ao ajuste do modelo proposto. Tanto para análise gráfica, como para o avaliação do perfil de corridas de sinal, omitiram-se as informações pertinentes ao tempo = 0 (VIEIRA et al., 1997).

Os gráficos demonstrando a plotagem dos resíduos "studentizados", em função da variável indepen-

dente tempo para as diferentes seqüências amostrais, podem ser observados na Figura 1. Em termos ideais, espera-se que o conjunto de projeções horizontais dos resíduos plotados contra uma variável constituinte do modelo se aproxime de uma linha reta, ou seja, apresente-se constante, independente do nível desta variável em questão (DRAPER e SMITH, 1966). Observa-se, contudo, que para todas as seqüências avaliadas houve tendência de redução da dispersão dos resíduos, em relação à nulidade, com o aumento do tempo pós-aplicação do indicador. Este comportamento, denominado "efeito funil", detecta possível condição de heterocedasticidade (MYERS, 1990), o que reflete certo grau de correlação entre os resíduos,

comumente observado em séries temporais (DRAPER e SMITH, 1966).

Primariamente, procurou-se buscar seqüências amostrais mais simples, que apresentassem características de ajustamento semelhantes à série completa (SEQ 1), considerada aqui como controle. Contudo, ao contrário do esperado, a redução do número de coletas fecais parece ter exercido efeito positivo sobre a dispersão residual, tornando a distribuição mais próxima da constância, como observado em SEQ 4 e SEQ 5.

Os resíduos podem desenvolver tendências e outros afastamentos da aleatoriedade que implicam em modificações no modelo (BARD, 1974), podendo ser sugestivo de erros de especificação de respostas (SOUZA, 1998). A maior falta de agregação entre os valores preditos e observados na fase ascendente da curva, semelhante ao encontrado em SEQ 1, SEQ 2 e SEQ 3, pode levar, em muitos casos, a estimativas viesadas da taxa constante de valor mais elevado (k_2). DHANOA et al. (1985) observaram compor-

tamento semelhante, ao trabalharem com o modelo tempo-independente de GROVUM e WILLIAMS (1973), e sugeriram que, nestes casos, a transformação dos dados para uma escala logarítmica permitiria a estabilização da variância com pouco ou nenhum comprometimento sobre as estimativas dos parâmetros. SOUZA (1998) sugeriu ser a homocedasticidade condição desejada e afirmou que transformações não-lineares podem ser aplicadas à variável independente e à função resposta, no caso de independência dos resíduos, com este objetivo.

A descrição dos modelos quanto à frequência de ocorrência de corridas de sinal é exposta na Tabela 2. Observa-se que a redução do número de coletas tornou mais elevado o número de corridas de sinal para os modelos ajustados, o que é demonstrado pela elevação na ocorrência de razões corridas de sinal/pontos amostrais de maior valor.

O sucesso de qualquer método de ajustamento de curvas pode ser julgado pela habilidade do modelo em

Tabela 2 - Distribuição de freqüência de modelos em relação à razão corridas de sinal:pontos amostrais (CS/PA) e ao valor esperado de corridas de sinal, sob a suposição de aleatoriedade dos erros (μ) para as diferentes seqüências amostrais

Table 2 - Frequency distribution of models in function of runs of signals: sample points ratio (RS/SP) and expected value of runs of signal under assumption of randomly of errors (μ) for the different sample sequences

CS/PA RS/SP	Seqüencial amostral Sample sequence				
	SEQ 1	SEQ 2	SEQ 3	SEQ 4	SEQ 5
$\leq 0,40$	4	2	0	0	0
0,41-0,50	5	6	6	3	0
0,51-0,60	4	0	2	1	4
0,61-0,70	1	5	6	8	4
$> 0,70$	1	2	1	3	7
$< \mu$	8	6	3	1	0
$\geq \mu$	7	9	12	14	15

Tabela 3 - Estimativas e desvios-padrão (DP) para a eficiência relativa média (ERM) para a variância residual em função da seqüência amostral completa (SEQ 1) e para o número médio de iterações empregadas para atingir o critério de convergência (ITER)

Table 3 - Estimates and standard deviations (SD) for mean relative efficiency (MRE) for residual variance in function of complete sample sequence (SEQ 1) and for the employed mean number of iterations to meeting the convergence criteria (ITER)

	Seqüencial amostral Sample sequence				
	SEQ 1	SEQ 2	SEQ 3	SEQ 4	SEQ 5
ERM \pm DP	-	0,814 \pm 0,48	1,375 \pm 0,70	0,967 \pm 0,64	1,312 \pm 0,88
MRE \pm SD					
ITER \pm DP	9,27 \pm 5,07	7,47 \pm 3,18	9,67 \pm 4,48	7,33 \pm 3,64	9,60 \pm 6,65
ITER \pm SD					

descrever certa associação entre variáveis sem super ou subestimar alguma seção do perfil estudado (DHANOA et al., 1995; VIEIRA et al., 1997; e LÓPEZ et al., 1999). Um modelo ajustado que tem baixo número de corridas pode apresentar este problema (LÓPEZ et al., 1999), podendo-se ainda inferir sob estas circunstâncias que a aleatoriedade dos resíduos é suspeita (BARD, 1974). Assim, quanto maior o número de corridas de sinal em um perfil, maior o grau de aleatoriedade dos resíduos, tornando melhor a descrição do perfil (DHANOA et al., 1995). Neste enfoque, semelhantemente à análise de dispersão residual a redução no número de pontos amostrais implicou em melhorias no ajustamento do modelo aos dados, sendo SEQ 2 e SEQ 3 semelhantes entre si, porém inferiores à SEQ 4 e SEQ 5, que apresentaram as melhores frequências.

O comportamento das seqüências com relação às corridas de sinal mostrou-se semelhante em relação ao número esperado de corridas, sob a suposição de aleatoriedade dos resíduos (Tabela 2), com os melhores

resultados observados em SEQ 4 e SEQ 5. Estes resultados corroboram o perfil gráfico mais estabilizado dos resíduos observados nestas seqüências. Embora alguns testes estatísticos, como o de "Swed e Eisenhart", estejam disponíveis para possibilitar inferências sob o número de corridas de sinal, optou-se por sua não aplicação, devido à natureza aproximada, e não exata, do nível probabilístico observado em séries temporais (DRAPER e SMITH, 1966). Conclui-se, contudo, que, descritivamente, a redução no número de coletas contribuiu para que maior parte dos modelos ajustados apresentasse estrutura residual próxima à aleatoriedade.

Os resultados obtidos para o índice de eficiência média, em relação à seqüência controle, e para o número médio de iterações necessários à convergência do modelo são expressos na Tabela 3. A eficiência é uma medida que reflete o grau relativo de precisão de uma seqüência em relação à seqüência controle (SEQ 1). Observa-se que, apesar dos valores mais elevados obtidos para SEQ 3 e SEQ 5, o que

Tabela 4 - Comportamento descritivo para o coeficiente de determinação (R^2) dos modelos ajustados para as diferentes seqüências amostrais

Table 4 - Descriptive comportment for the determination coefficient (R^2) of fitted models for the different sample sequences

Seqüência <i>Sequence</i>	Coeficiente de determinação (R^2) <i>Determination coefficient (R^2)</i>			
	Mínimo <i>Minimum</i>	Máximo <i>Maximum</i>	Média <i>Average</i>	Desvio-padrão <i>Standard deviation</i>
SEQ 1	0,8996	0,9907	0,9631	0,0298
SEQ 2	0,9163	0,9970	0,9727	0,0239
SEQ 3	0,8931	0,9931	0,9623	0,0304
SEQ 4	0,9324	0,9986	0,9755	0,0209
SEQ 5	0,8987	0,9971	0,9746	0,0256

Tabela 5 - Médias de mínimos quadrados para os parâmetros k_1 , k_2 , excreção fecal absoluta (EF) (kg/dia) e excreção fecal relativa (EFR) (g/100 kgPV) para as diferentes seqüências amostrais

Table 5 - Minimal square mean of the parameters k_1 , k_2 , absolute fecal excretion (EF) (kg/day) and relative fecal excretion (EFR) (g/100 kgLW) for the different sample sequences

Parâmetro <i>Parameter</i>	Seqüência amostral <i>Sample sequence</i>				
	SEQ 1	SEQ 2	SEQ 3	SEQ 4	SEQ 5
k_1^1	0,071	0,047	0,052	0,049	0,047
k_2^1	0,124	0,130	0,117	0,125	0,131
k_2/k_1	1,746	2,766	2,250	2,551	2,787
EF^2	3,879	3,849	3,934	3,874	3,804
EFR^2	897,620	891,105	909,422	896,801	879,601

¹ Efeito relativo a seqüência amostral não-significativo pelo teste F ($P > 0,05$).

² As médias dispostas dentro de uma mesma linha não diferem da seqüência controle (SEQ 1) pelo teste de Dunnet ($P > 0,05$).

¹ Effect from sample sequence was not significant by F test ($P > 0,05$).

² Means, within a row, are not different from control sequence (SEQ 1) by Dunnet test ($P > 0,05$).

indica alguma perda de eficiência, infere-se que os valores se encontram extremamente próximos à unidade, mostrando um comportamento semelhante entre seqüências no tocante à variação aleatória.

Grande número de iterações pode ser indicativo de modelos inapropriados ou mal-acondicionados (DHANOA et al., 1995). Alguns trabalhos conduzidos com modelos de cinéticas de trânsito e digestão têm sugerido como índice satisfatório valores menores que 20 (DHANOA et al., 1985, 1995; e LÓPEZ et al., 1999). Para todas as seqüências avaliadas, o número de iterações foi considerado extremamente satisfatório e semelhantes entre si, sempre com valores médios inferiores a 10.

A partição da variância residual da regressão, em falta de ajuste e erro puro, permite a detecção da ocorrência de vício no processo de estimação, que serve como indicativo de modelo inapropriado (SNEDECOR e COCHRAN, 1976; LÓPEZ et al., 1999). No entanto, em nenhum dos modelos conjuntos ajustados para cada seqüência, observou-se a ocorrência de falta de ajuste ($P > 0,05$), corroborando a adequação do modelo empregado ao fenômeno estudado e mostrando que neste enfoque a redução do número de coletas não afetou o processo estimativo.

O coeficiente de determinação expressa a bondade de ajustamento ou adequação de ajuste do modelo à seqüência de dados (SOUZA, 1998). Como observado na Tabela 4, os valores obtidos para todas as seqüências foram extremamente elevados, demonstrando alto grau de associação entre os valores de concentração fecal do indicador preditos e observados, o que permite concluir que, independente do número de coletas, o modelo pôde explicar a maior parte da variação total observada sobre a variável em questão. No entanto, segundo LÓPEZ et al. (1999), se o R^2 está localizado muito próximo à unidade, o que indica alto nível de significância associado à razão de variâncias, este pode ser melhor utilizado como medida global de ajustamento do que como medida de comparação entre modelos.

Comportamento semelhante aos demais índices foi observado sobre as estimativas dos parâmetros da cinética de trânsito e da excreção fecal (Tabela 5). Nenhuma diferença entre seqüências foi detectada ($P > 0,05$), o que leva novamente a inferir que a redução no número de coletas não afeta o processo de obtenção de estimativas da cinética de trânsito em ruminantes. Os valores obtidos nesta pesquisa para k_1 e k_2 agregam aos descritos por DHANOA et al. (1985), OLIVEIRA et al. (1999) e LIRA (2000).

Segundo ELLIS et al. (1994), a razão k_2/k_1 deve exceder 1,5 para que a estimativa do parâmetro taxa para o segundo compartimento seja confiável e se estabeleça uma distinção real da existência de dois compartimentos, comportamento obtido satisfatoriamente para todas as seqüências avaliadas.

O processo de estimação de excreção fecal por intermédio de modelos matemáticos e cálculo diferencial e integral é recente (HOLLEMAN e WHITE, 1989) e tem sido pouco empregado em estudos de digestão. Avaliações recentes têm buscado aferir esta técnica (SUSMEL et al., 1996; DETMANN et al., 2001), a qual apresenta a grande vantagem de simplificar os procedimentos experimentais, unindo em um única metodologia a estimação de parâmetros cinéticos e da excreção fecal (DETMANN et al., 2001). Os resultados obtidos neste trabalho mostram que, semelhantemente aos parâmetros cinéticos, a redução do número de coletas fecais não compromete este procedimento.

Conclusões

A redução do número de coletas fecais na técnica dose pulso não altera as estimativas obtidas para os parâmetros da cinética de trânsito do trato gastrointestinal de bovinos em pastejo, a adequação do ajuste e o número de iterações necessárias para a convergência dos modelos. Por outro lado, a redução do número de pontos amostrais parece exercer efeitos positivos sobre o comportamento residual, melhorando o grau de aleatoriedade dos resíduos em série temporal.

Recomenda-se, em virtude de pequena perda de eficiência da seqüência com 10 coletas e na ausência de maiores estudos, o emprego de 13 coletas fecais, representadas aqui pela SEQ 4, na aplicação de técnica semelhante, o que possibilitará a redução do nível de interferência sobre o comportamento de animais manejados a pasto.

Referências Bibliográficas

- BARD, Y. 1974. *Nonlinear parameter estimation*. New York: Academic Press. 341p.
- BURNS, J.C., POND, K.R., FISHER, D.S. 1994. Measurement of forage intake. In: FAHEY JR., G.C. (Ed.) *Forage quality, evaluation, and utilization*. Winsconsin: American Society of Agronomy. p.494-532.
- CORDEIRO, G.M., PAULA, G.A. 1989. *Modelos de regressão para análise de dados univariados*. Rio de Janeiro: IPMA/CNPq. 353p.
- DETMANN, E., PAULINO, M.F., ZERVOUDAKIS, J.T. et al. Estimação da excreção fecal por intermédio de modelos matemáticos em novinhos mestiços, suplementados, a pasto.

- In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 37, Viçosa, 2000. *Anais...* Viçosa: SBZ, 2000. p.437.
- DETMANN, E., PAULINO, M.F., ZERVOUDAKIS, J.T. et al. 2001. Suplementação de novilhos mestiços durante o período das águas: parâmetros ingestivos e digestivos. *Rev. bras. zootec.* (no prelo).
- DHANOVA, M.S., SIDDON, R.C., FRANCE, J. et al. 1985. A multicompartimental model to describe marker excretion patterns in ruminant faeces. *Br. J. Nutr.*, 53(2):663-671.
- DHANOVA, M.S., FRANCE, J., SIDDON, R.C. et al. 1995. A non-linear compartmental model to describe forage degradation kinetics during incubation in polyester bags in the rumen. *Br. J. Nutr.*, 73(1):3-15.
- DRAPER, N.R., SMITH, H. 1966. *Applied regression analysis*. New York: John Wiley & Sons. 407p.
- ELLIS, W.C., MATIS, J.H., HILL, T.M. et al. 1994. Methodology for estimating digestion and passage kinetics of forages. In: FAHEY JR., G.C. (Ed.) *Forage quality, evaluation, and utilization*. Wisconsin: American Society of Agronomy. p.682-756.
- FRANCE, J., DHANOVA, M.S., SIDDON, R.C. et al. 1988. Estimating the fecal producing by ruminants from faecal marker concentration curves. *J. Theor. Biol.*, 135(2):383-391.
- GROVUM, W.L., WILLIAMS, V.J. 1973. Rate of passage of digesta in sheep. 4. Passage of marker through the alimentary tract and the biological relevance of rate-constants derived from the changes in concentration of markers in faeces. *Br. J. Nutr.*, 30(2):313-329.
- HOLLEMAN, D.F., WHITE, R.G. 1989. Determination of digesta fill and passage rate from nonabsorbed particulate phase markers using the single dose method. *Can. J. Zool.*, 67(2):488-494.
- LIRA, V.M.C. *Utilização de diferentes modelos matemáticos e marcadores para simulação de cinética digestiva e de trânsito do capim braquiária (Brachiaria decumbens Stapf.)*. Viçosa, MG: UFV, 2000, 91p. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 2000.
- LÓPEZ, S., FRANCE, J., DHANOVA, M.S. et al. 1999. Comparison of mathematical models to describe disappearance curves obtained using the polyester bag technique for incubating feeds in the rumen. *J. Anim. Sci.*, 77(5):1875-1888.
- MOORE, J.A., POND, K.R., POORE, M.H. et al. 1992. Influence of model and marker on digesta kinetic estimate for sheep. *J. Anim. Sci.*, 70(11):3528-3540.
- MYERS, R.H. 1990. *Classical and modern regression with applications*. 2.ed. Boston: PWS-KENT Publishing Co. 488p.
- OLIVEIRA, R.L., PEREIRA, J.C., SILVA, P.R.C. et al. 1999. Degradabilidade ruminal da cama de frango e do feno de capim *Coast-cross* e avaliação de modelos matemáticos para estimativa da taxa de passagem de partículas. *R. Bras. Zootec.*, 28(4):839-849.
- OWENS, F.N., HANSON, C.F. 1992. External and internal markers for appraising site and extent of digestion in ruminants. *J. Dairy Sci.*, 75(9):2605-2617.
- REGAZZI, A.J. 1999. *Modelos de regressão não-linear e aplicações utilizando o SAS (PROC NLIN)*. Viçosa: UFV. 116p. (Apostila).
- SNEDECOR, G.W., COCHRAN, W.G. 1976. *Statistical methods*. 6.ed. Iowa University Press. 593p.
- SOARES, J.P.G., AROEIRA, L.J.M., PEREIRA, O.G. et al. 1999. Capim-elefante (*Pennisetum purpureum* Schum.) sob duas doses de nitrogênio. Consumo e produção de leite. *R. Bras. Zootec.*, 28(4):889-897.
- SOUZA, G.S. 1998. *Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear*. Brasília: EMBRAPA-SPI. 505p.
- SUSMEL, P., STEFANON, B., SPANGHERO, M. et al. 1996. Ability of mathematical models to predict faecal output with a pulse dose of indigestible marker. *Brit. J. Nutr.*, 75(4):521-532.
- UDÉN, P., COLUCCI, P.E., VAN SOEST, P.J. 1980. Investigation of chromium, cerium and cobalt as markers in digesta. Rate of passage studies. *J. Sci. Food Agr.*, 31(7):625-632.
- VIEIRA, R.A.M., PEREIRA, J.C., MALAFAIA, P.A.M. et al. 1997. Application of non-linear models in the description of *in situ* degradation profiles of the elephant grass (*Pennisetum purpureum* Schum., Mineiro variety). *Anim. Feed Sci. Tec.*, 66:197-210.
- WILLIAMS, C.H., DAVID, D.J., IISMA, O. 1962. The determination of chromic oxide in faeces samples by atomic absorption spectrophotometry. *J. Agric. Sci.*, 59(3):381-385.

Recebido em: 15/04/00

Aceito em: 19/11/00