

Ajuste do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979) a dados de degradabilidade ruminal *in situ* utilizando mínimos quadrados ponderados

ORSKOV & McDONALD (1979) model adjustment to data of *in situ* ruminal degradability using weighted least squares

Ana Paula Meira Soares PEREIRA^{1,2}; César Gonçalves de LIMA³

¹ Parte da dissertação de mestrado do primeiro autor; Pesquisa financiada pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES

² Autor para correspondência; Mestre em Agronomia - Estatística e Experimentação Agronômica; Departamento de Estatística - Universidade Federal de Mato Grosso; Av. Fernando Corrêa da Costa, nº 2367 - Bairro Boa Esperança. Cuiabá - MT - 78060-900; anapaula.ufmt@yahoo.com.br

³ Doutorado em Agronomia - Estatística e Experimentação Agronômica ; Faculdade de Zootecnia e Engenharia de Alimentos, Universidade de São Paulo; cegdlima@usp.br

Recebido em: 15-02-2012; Aceito em: 19-11-2013

Resumo

As técnicas *in situ* são muito utilizadas em estudos da degradação ruminal visando à avaliação do desempenho de alimentos que compõem a dieta de um ruminante. Usualmente, a descrição quantitativa da degradabilidade potencial e efetiva dos alimentos é feita utilizando-se do modelo não linear de ORSKOV & McDONALD (1979), com estimação de seus parâmetros, pelo método dos mínimos quadrados ordinários, que pressupõe homocedasticidade nos diferentes tempos. Como as medidas de degradabilidade são feitas nos mesmos animais ao longo do tempo, espera-se que elas sejam correlacionadas entre si e que as variâncias das respostas nas diversas ocasiões não sejam iguais. No presente trabalho, avaliaram-se o uso do método de mínimos quadrados ponderados na estimação dos parâmetros e a retirada dos efeitos de animal e período. Foram utilizados os dados de um ensaio de degradabilidade em quadrado latino 4x4, envolvendo quatro dietas com diferentes fontes de gordura acrescidas de monensina. As medidas de degradabilidade da matéria seca foram coletadas às 3; 6; 12; 24; 48; 72 e 96 horas após a alimentação dos animais. Nas análises, utilizou-se o proc nlin do SAS[®] e, de forma geral, observou-se uma alteração nos resultados das análises com o uso do método dos mínimos quadrados ponderados e com a retirada dos efeitos de animal e período, produzindo aumento no valor das estatísticas dos testes e uma mudança da significância dessas estatísticas.

Palavras-chave adicionais: degradabilidade *in situ*; mínimos quadrados ponderados.

Abstract

In situ techniques are widely used in studies of the ruminal degradation in order to evaluate the performance of foods composing the diet of a ruminant. Usually, quantitative description of the potential and effective degradability is made using the non-linear model (ORSKOV & McDONALD, 1979) with its parameters being estimated by the ordinary least square method which assumes homoscedasticity at different times. Since the measurement of degradability is made in the same animal over time, it is expected that they will be correlated and the variances of the response at various times will not be equal. In this study the use of the weighted least square method was evaluated to estimate parameters and remove the effects of animal and period. This study used data from a degradability experiment in 4 X 4 Latin square involving four diets with different fat sources to which monensin was added. Dry matter degradability was measured at 3, 6, 12, 24, 48, 72, and 96 hours after the animals were fed. The analyses made use of the proc NLIN of SAS[®]. A general result was that the results were modified when the used method was that of the weighted least squares and with the removal of the animal and period effects and that this caused an increment of the test statistical values and changed the significance of those statistics.

Additional keywords: *in situ* degradability; weighted least square method.

Introdução

Entre os animais ruminantes, a principal fonte de proteína é a proteína de origem microbiana que é sintetizada no processo fermentativo de degradação ruminal. O conhecimento deste processo é importante em estudos de avaliação de alimentos, porque ele define ou determina a proporção de nutrientes consumidos que é utilizada pelo animal.

Embora se saiba que a melhor forma de avaliar a degradação de um alimento seja através do desempenho do animal, a técnica *in situ* permite avaliar a proteína dietética de alimentos incubados em sacos porosos que é degradada pela ação microbiana no interior do rúmen do animal. Essas medidas, relacionadas à degradação dos alimentos, são obtidas em um mesmo animal, ao longo de um intervalo de tempo que pode chegar a 96 horas, dependendo do alimento.

A descrição quantitativa deste processo é feita por modelos não lineares, como o modelo proposto por ORSKOV & McDONALD (1979), que é definido como:

$$p = a + b(1 - e^{-ct}) \quad (1)$$

em que: p é a porcentagem de substrato degradado até o tempo t ; a representa a fração rapidamente solúvel; b é a fração que pode ser degradada se houver tempo; c é a velocidade ou taxa de degradação da fração b , e t é o tempo de incubação. À medida que o tempo passa, a degradabilidade do material incubado tende a estacionar em um máximo. Essa porcentagem de material realmente degradado é chamada de degradabilidade efetiva (DE) e é calculada pela seguinte expressão:

$$DE = a + bc/(c + k) \quad (2)$$

em que, a , b e c são os mesmos parâmetros do modelo (1), e k é a taxa de passagem de sólidos no rúmen: 2, 5 e 8% por hora (AFRC, 1992). Usualmente, a estimação desses parâmetros é feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que pressupõe medidas não correlacionadas e variâncias iguais nas diversas ocasiões. Como as medidas de degradação são repetidas nos mesmos animais ao longo do tempo, essas pressuposições podem falhar.

O principal objetivo no presente trabalho foi o estudo das diferenças obtidas com o uso do método de estimação usual – mínimos quadrados ordinários (MQO) - e do método dos mínimos quadrados ponderados (MQP), que admite heterogeneidade nas diferentes ocasiões de avaliação.

Material e métodos

Foram utilizados os dados de um ensaio desenvolvido por VALINOTE et al. (2006), com quatro novilhos da raça Nelore, providos de cânulas ruminais e com peso médio de 502 ± 32 kg. Os animais foram arraçoados com dietas de cana-de-açúcar picada e quatro concentrados: dieta com sal de cálcio de ácidos graxos com monensina (D1); dieta com caroço de algodão com monensina (D2); dieta-controle com monensina (D3) e dieta com caroço de algodão sem monensina (D4). Foram utilizados quatro animais canulados no rúmen, em um delineamento em quadrado latino (4x4), com quatro períodos experimentais. Os tempos de incubação foram de 3; 6; 12; 24; 48; 72 e 96 horas. Para cada tempo de incubação, foram utilizados três sacos de náilon, num total de vinte e um sacos por animal, por período experimental. Das análises bromatológicas realizadas no ensaio, utilizaram-se somente os dados de degradabilidade da matéria seca - MS (%).

Para explicar a degradabilidade da matéria seca em função do tempo de incubação, considerou-se o seguinte modelo não linear, baseado no modelo (1) (DAVIDIAN & GILTINAN, 1995):

$$y_i = f(x_i, \alpha) + \epsilon_i \quad (3)$$

em que, $y_i = [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i7}]^t$ é um vetor (7x1) com as degradabilidades da MS do indivíduo i , para $i = 1, \dots, 16$, nos tempos de incubação $x_i = [3; 6; 12; 24; 48; 72; 96]$,

$$f(x_i, \alpha) = \begin{bmatrix} a_i + b_i(1 - e^{-c_i(3)}) \\ a_i + b_i(1 - e^{-c_i(6)}) \\ \vdots \\ a_i + b_i(1 - e^{-c_i(96)}) \end{bmatrix} \text{ é um vetor (7x1) de}$$

funções não lineares dos parâmetros $\alpha = \begin{bmatrix} a_i \\ b_i \\ c_i \end{bmatrix}$

do modelo (1); $\epsilon_i = [\epsilon_{i1}, \epsilon_{i2}, \dots, \epsilon_{i7}]^t$ é o vetor de erros aleatórios (7x1), associado ao vetor y_i .

Usualmente, supõe-se que ϵ_i tem vetor de médias 0 e matriz de covariâncias $\Sigma = \sigma^2 I_7$, o que significa admitir que as variâncias das respostas obtidas nas diversas ocasiões são iguais e que as medidas repetidas no mesmo animal não são correlacionadas. Neste caso, a estimação dos parâmetros do modelo (3) é feita pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), empregando-se métodos iterativos, pois em muitos modelos não lineares o sistema de equações normais não pode

ser resolvido analiticamente (SEBER & WILD, 2003), com boas estimativas iniciais para garantir a rapidez da convergência do processo. Como nos ensaios de degradabilidade é comum encontrar-se heterogeneidade de variâncias nos diferentes tempos de incubação, também foi usado o método dos *mínimos quadrados ponderados* (MQP), que associa a cada observação um peso $w_j > 0$, de tal

forma que: $w_1\sigma_1^2 = w_2\sigma_2^2 = \dots = w_t\sigma_t^2 = \sigma_0^2$, ou que $\sigma_j^2 = \sigma_0^2 / w_j$. No presente trabalho, utilizou-se a

variância das medidas feitas em cada tempo de incubação como peso w_j . Nos ajustes por MQO e MQP do modelo (3) utilizaram-se o procedimento *NLIN* do SAS[®] (2008) e o método iterativo de Gauss-Newton (SEBER & WILD, 2003). No ajuste por MQP, incluiu-se o comando *weight*. Feitos os ajustes das curvas individuais, utilizando os métodos MQO e MQP, as possíveis diferenças entre dietas foram avaliadas de três maneiras diferentes:

I) Comparação das estimativas médias dos parâmetros do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979) utilizando ANOVA's univariadas independentes para cada parâmetro, considerando o modelo:

$$\hat{\alpha}_{jklm} = \mu + D_j + A_k + P_l + \varepsilon_{jklm} \quad (4)$$

em que, $\hat{\alpha}_{jklm}$ é a estimativa do m-ésimo parâmetro do modelo (3), para $m = 1; 2; 3$; μ é uma constante comum às observações; D_j é o efeito da j-ésima dieta, $j = 1, \dots, 4$; A_k é o efeito do k-ésimo animal, $k = 1, \dots, 4$; P_l é o efeito do l-ésimo período, $l = 1, \dots, 4$, e ε_{jklm} é o erro associado a $\hat{\alpha}_{jklm}$.

II) Comparação das médias de degradabilidade efetiva (DE), utilizando a ANOVA e o mesmo modelo considerado na abordagem (I). A degradabilidade efetiva foi calculada para cada um dos $i = 1, \dots, 16$ animais utilizando:

$$DE_i = \hat{\alpha}_i + \hat{b}_i \hat{c}_i / (\hat{c}_i + K) \quad (5)$$

em que, $K = 2, 5$ e $8\% h^{-1}$ é a taxa de saída da digesta do rúmen; $\hat{\alpha}_i$, \hat{b}_i e \hat{c}_i são as estimativas dos parâmetros a , b e c do modelo (2), respectivamente, e o índice i tem a mesma interpretação da abordagem anterior. As médias das degradabilidades efetivas das quatro dietas foram comparadas, utilizando os seguintes contrastes ortogonais: $Y_{(1)} = -\mu_{D1} - \mu_{D2} + 3\mu_{D3} - \mu_{D4}$, que compara a dieta-controle com monensina, com as dietas com adição de lipídios; $Y_{(2)} = 2\mu_{D1} - \mu_{D2} - \mu_{D4}$, que compara a dieta com sal de cálcio e monensina com as dietas com caroço de algodão, com e sem monensina, e $Y_{(3)} = -\mu_{D2} + \mu_{D4}$, que compara as

dietas com caroço de algodão, com e sem monensina. No experimento em quadrado latino com medidas repetidas, além do efeito das dietas e do tempo de incubação, também pode ocorrer um efeito significativo dos fatores associados ao delineamento, animal e período, nos valores de degradabilidade. Tais efeitos foram retirados dos dados originais, utilizando:

$$y_{jkl}^* = y_{jkl} - A_k - P_l = \mu + D_j + \varepsilon_{jkl}^* \quad (6)$$

em que, y_{jkl}^* é a degradabilidade ajustada para os efeitos de animal e período, e ε_{jkl}^* é o erro associado a este valor. Este procedimento pode alterar o valor das estimativas dos parâmetros D_j do modelo (4) e o valor do erro-padrão associado a elas, o que pode interferir nas inferências feitas nas duas abordagens.

III) Comparação das estimativas obtidas através do teste da razão de verossimilhanças. Para comparar os tratamentos, foram testadas hipóteses de igualdade entre os parâmetros dos modelos ajustados para cada tratamento. As hipóteses testadas foram:

$H_0^{(1)} = a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a$, ou seja, as frações rapidamente solúveis dos alimentos analisados são iguais,

$H_0^{(2)} = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b$, ou seja, os tratamentos apresentam a mesma degradação potencial dos alimentos,

$H_0^{(3)} = c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c$, ou seja, as taxas de degradação da fração potencialmente degradável dos alimentos são iguais entre si, e

$H_0^{(4)} = a_1 = a_2 = a_3 = a_4 = a = b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = b = c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = c$

ou seja, todos os tratamentos apresentam uma mesma fração rapidamente solúvel, degradação potencial e taxa de degradação da fração potencialmente degradável.

As hipóteses foram testadas, utilizando-se o teste da Razão de Verossimilhanças, que compara modelos aninhados ou encaixados, permitindo comparações do tipo modelo completo vs. modelo reduzido ou restrito (REGAZZI, 2003). Para a aplicação do teste têm-se os seguintes passos:

- i) Ajustar o modelo completo denominado Ω e obter SQR_{Ω} , que é a soma de quadrado residual do modelo completo.
- ii) Ajustar o modelo reduzido denominado w e obter SQR_w , que é a soma de quadrado residual do modelo reduzido.
- iii) Calcular, no caso de grandes amostras, a estatística:

$$\chi^2_{\text{calculado}} = -n \ln \left(\frac{\text{SQR}_{\Omega}}{\text{SQR}_w} \right)$$

(7)

- iv) Aplicar a regra de decisão, rejeitando-se H_0 quando $\chi^2_{\text{calculado}} \geq \chi^2_{\text{tabelado}}$, com $v = p_{\Omega} - p_w$ graus de liberdade, sendo p_{Ω} o número de parâmetros do modelo completo e p_w o número de parâmetros do modelo reduzido.

As análises propostas nas abordagens (I) e (II) foram feitas com o procedimento GLM do SAS[®] (2008), utilizando um nível de significância $\alpha = 5\%$. As análises da abordagem (III) foram obtidas pelo procedimento NLIN do SAS[®] (2008), utilizando o mesmo nível de significância.

Resultados e discussão

A variância da degradabilidade de MS(%) apresentou valores entre 6,66 e 38,94 nos dados originais e entre 2,24 e 21,67 nos dados ajustados para os efeitos de animal e período. O teste de LEVENE (1960) indicou homogeneidade dos dados originais ($p=0,2830$) e heterocedasticidade das variâncias nos tempos

de coleta dos dados ajustados ($p= 0,0186$). Desta forma, o ajuste de modelos por MQP foi feito somente para os dados ajustados para os efeitos de animal e período.

O modelo (3) foi ajustado para cada um dos animais, utilizando os seguintes comandos do proc nlin:

```
proc nlin data=MS;
  by Indiv;
  parms a=35 b=58 c=0.04;
  model MS=a+b*(1-exp(-c*Tempo));
  ods output ParameterEstimates=Modelo;
run.
```

Na linha de comando parms, são indicadas as estimativas iniciais dos três parâmetros do modelo, que está especificado na linha model. No comando ods output, está indicado o arquivo onde serão gravadas as estimativas dos parâmetros. É importante salientar que o arquivo de dados (MS) deve estar ordenado por indivíduo. Para os ajustes pelo método MQP, deve-se incluir o comando `_weight_ = variancia`.

Tabela 1 - Média e erro-padrão das estimativas dos parâmetros do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979), por dieta, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), para os dados originais de matéria seca (%) ou MQO e mínimos quadrados ponderados (MQP), para os dados ajustados para os efeitos de animal e período. *Mean and standard error of the estimates of the parameters of ORSKOV & McDONALD (1979) for each diet using the ordinary least square method (MQO) for the original data of dry matter (%) or MQO and the weighted least square method (MQP) for the adjusted data of the animal and period effects.*

Dados		Originais		Ajustados			
Método		MQO		MQO		MQP	
Dieta	Parâmetro	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão	Média	Erro-padrão
D1	a	36,238	3,373	36,239	2,188	36,043	1,899
	b	54,522	3,254	54,521	2,111	54,212	2,239
	c	0,062	0,010	0,062	0,006	0,060	0,007
D2	a	44,871	3,429	44,873	2,224	45,302	1,953
	b	41,011	3,309	41,008	2,146	39,437	2,233
	c	0,064	0,013	0,064	0,008	0,063	0,010
D3	a	34,940	3,958	34,934	2,568	34,171	2,379
	b	54,157	3,824	54,162	2,481	53,606	2,322
	c	0,080	0,013	0,080	0,008	0,083	0,010
D4	a	38,219	3,591	38,221	2,329	37,843	2,035
	b	51,172	3,467	51,171	2,249	51,773	2,234
	c	0,069	0,011	0,069	0,007	0,067	0,008

Comparando-se os ajustes (Tabela 1), percebe-se que:

- i) A escolha do método de ajuste (MQO ou MQP) e do tipo de dados (originais ou ajustados) não alterou substancialmente os valores das estimativas dos parâmetros a, b e c.
- ii) Ajustar os dados originais para os efeitos de animal e período proporcionou uma diminuição nos valores de erro-padrão das estimativas dos parâmetros, independentemente do método de estimação utilizado.
- iii) Para os dados ajustados, o método MQP proporcionou menores valores de erro-padrão das estimativas dos parâmetros em 50% dos casos. Essas alterações poderiam ser mais evidentes se as variâncias dos dados ajustados fossem mais diferentes entre si.

Considerando o parâmetro *a* da dieta D1, a diminuição do erro-padrão do ajuste com MQO

e com MQO, para dados ajustados, chega a aproximadamente 35 pontos percentuais, e a diminuição do erro-padrão do ajuste com MQO e com MQP, para dados ajustados, chega a 44 pontos percentuais, aproximadamente.

De forma geral, foram observados aumentos no valor da estatística *F* associada ao efeito de dieta (Tabela 2), alterando a significância nos testes envolvendo cada um dos três parâmetros do modelo de ORSKOV & McDONALD, quando o método MQP foi utilizado para os dados sem o efeito de animal e de período. Consequentemente, também ocorreram alterações substanciais na significância dos contrastes de médias das dietas.

Os resultados apresentados para a matéria seca, com a estimação por mínimos quadrados ordinários, mostram que a degradação da matéria seca é similar nos diferentes tratamentos, conclusão também apresentada por VALINOTE (2006).

Tabela 2 - Resultados da ANOVA para o efeito de dieta e dos contrastes de médias dos parâmetros do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979), utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO), para os dados originais, ou utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO) e ponderados (MQP), para os dados ajustados para os efeitos de animal e período. *ANOVA results for the effect of diet and means contrasts the parameters of ORSKOV & McDONALD (1979) using ordinary least squares (MQO) to the original data or using ordinary least squares (MQO) and weighted (MQP) to data adjusted for the effects of animal and period.*

Dados	Método	Parâmetro	F	p-valor	Y ₍₁₎	Y ₍₂₎	Y ₍₃₎
Originais	MQO	a	0,82	0,530	0,334	0,527	0,380
		b	1,81	0,245	0,322	0,236	0,162
		c	0,86	0,512	0,215	0,454	0,950
Ajustados	MQO	a	2,45	0,114	0,163	0,160	0,114
		b	4,82	0,020	0,133	0,037	0,027
		c	1,08	0,395	0,116	0,725	0,641
Ajustados	MQP	a	2,75	0,089	0,131	0,165	0,089
		b	5,75	0,011	0,131	0,036	0,011
		c	1,29	0,321	0,086	0,715	0,639

Os resultados obtidos para a degradabilidade efetiva média da matéria seca por dieta e por taxa de passagem (Tabela 3), ajustados com a utilização de mínimos quadrados ordinários, assemelham-se aos apresentados por VALINOTE (2006).

Para os dados de degradabilidade efetiva, calculados com as três taxas de passagem, ocorreu um número menor de alterações na significância dos testes *F*, para o efeito de dietas e dos contrastes envolvendo suas médias (Tabela 4).

Para as quatro hipóteses formuladas para comparação de igualdade entre parâmetros, houve um aumento nas estatísticas do teste qui-

quadrado (Tabela 5), quando foram utilizados os dados sem o efeito de animal e de período, com os métodos MQO e MQP; consequentemente, ocorreram alterações na significância das comparações das estimativas dos parâmetros do modelo estimado.

Com relação à comparação das dietas experimentais, a diferença entre elas passou a ser observada com o ajuste feito após a retirada do efeito do animal e período. Essas conclusões foram observadas quando as comparações de médias foram feitas por contrastes e também quando feitas pelo teste da razão de verossimilhanças.

Tabela 3 - Degradabilidade efetiva média da matéria seca por dieta e por taxa de passagem (k), utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO), calculados com os dados originais e mínimos quadrados ordinários (MQO) ou ponderados (MQP), calculados com os dados ajustados para os efeitos de animal e período. *Mean effective degradability of the dry matter of each diet and passage rate (k) as determined by ordinary least square (MQO) based on original data and by ordinary least square (MQO) or weighted (MQP) calculated with basis on data adjusted for animal and period effects.*

Dados	Método	k (% h ⁻¹)	Dietas				Erro padrão
			D1	D2	D3	D4	
Originais	MQO	2	77,40	76,02	78,15	77,81	0,52
		5	66,27	67,78	68,07	67,73	0,69
		8	59,92	62,91	61,81	61,74	0,95
Ajustados	MQO	2	77,42	76,05	78,20	77,83	0,37
		5	66,36	67,79	68,15	67,80	0,49
		8	59,98	63,00	61,91	61,82	0,68
Ajustados	MQP	2	76,61	75,20	77,41	77,65	0,68
		5	65,52	67,21	67,57	67,48	0,72
		8	59,19	62,61	61,41	61,44	0,84

Tabela 4 - Resultados da ANOVA para o efeito de dieta e dos contrastes de médias da degradabilidade efetiva da matéria seca, por taxa de passagem (k), utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO), para os dados originais, ou mínimos quadrados ordinários (MQO) e ponderados (MQP), para os dados com o ajuste, para os efeitos de animal e período. *ANOVA results for diet effects and comparison between the effective dry matter degradability means per passage rate (k) using the ordinary least square method (MQO) for the original data or the MQO and weighted (MQP) for data adjusted to the animal and period effects.*

Dados	Método	k (% h ⁻¹)	F	p-valor	Y ₍₁₎	Y ₍₂₎	Y ₍₃₎
Originais	MQO	2	3,16	0,107	0,126	0,476	0,053
		5	1,35	0,344	0,352	0,132	0,958
		8	1,70	0,265	0,802	0,084	0,417
Ajustados	MQO	2	6,49	0,007	0,024	0,310	0,005
		5	2,60	0,101	0,169	0,035	0,987
		8	3,39	0,054	0,702	0,013	0,245
Ajustados	MQP	2	2,66	0,095	0,263	0,828	0,025
		5	1,81	0,200	0,336	0,059	0,793
		8	2,85	0,082	0,744	0,018	0,350

Tabela 5 - Resultados do teste qui-quadrado para comparação de parâmetros dos modelos reduzidos e modelo completo, utilizando mínimos quadrados ordinários (MQO), para os dados originais e quadrados ordinários (MQO), ou ponderados (MQP), para os dados com o ajuste para os efeitos de animal e período. *Chi square test results for comparison between parameters of the reduced and complete method using ordinary least square (MQO) for the original data and ordinary least squares (MQO) or weighted (MQP) for data adjusted to the animal and period effects.*

Dados	Método	Hipótese	$\chi^2_{\text{calculado}}$	v	p-valor
Originais	MQO	H ₀ ⁽¹⁾	4,03	3	0,2583
		H ₀ ⁽²⁾	8,97	3	0,0298
		H ₀ ⁽³⁾	1,46	3	0,6921
		H ₀ ⁽⁴⁾	15,60	9	0,0757
Ajustados	MQO	H ₀ ⁽¹⁾	9,36	3	0,0249
		H ₀ ⁽²⁾	20,25	3	0,0002
		H ₀ ⁽³⁾	3,45	3	0,3279
		H ₀ ⁽⁴⁾	34,06	9	0,0001
Ajustados	MQP	H ₀ ⁽¹⁾	12,24	3	0,0066
		H ₀ ⁽²⁾	28,35	3	0,0000
		H ₀ ⁽³⁾	3,88	3	0,2751
		H ₀ ⁽⁴⁾	35,83	9	0,0000

⁽¹⁾ Igualdade no parâmetro "a". ⁽²⁾ Igualdade no parâmetro "b". ⁽³⁾ Igualdade no parâmetro "c". ⁽⁴⁾ Igualdade nos parâmetros "a, b e c".

Conclusões

A partir dos resultados observados no presente trabalho, pode-se concluir que, se o delineamento experimental for quadrado latino, os efeitos de animal e período devem ser retirados dos dados originais, antes de realizar os ajustes dos modelos e na presença de heterocedasticidade nos diferentes tempos de incubação. O ajuste do modelo de ORSKOV & McDONALD (1979), a dados de degradabilidade *in situ*, pode ser feito com a utilização de mínimos quadrados ponderados, sendo esse método de estimação indicado na presença de heterocedasticidade de variâncias das respostas nos diversos tempos de incubação. Estas duas iniciativas provocam uma diminuição nos erros-padrão das estimativas, alterações na significância dos testes e nas inferências feitas sobre os parâmetros de ORSKOV & McDONALD (1979).

Agradecimento

À Comissão de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de suporte financeiro à pesquisa.

Referências

- DAVIDIAN, M.; GILTINAN, D. M. **Nonlinear models for repeated measurement data**. London: Chapman & Hall, CRC, 1995. 363p.
- LEVENE, H. **Contributions to probability and statistics**. Redwood City: Stanford University Press, 1960. p.278–292.
- ORSKOV, E.; McDONALD, I. The estimation of protein degradability in the rumen from incubation measurements weighted according to rate of passage. **Journal of Agricultural Science**, Cambridge, v.92, n.02, p.499-503, 1979.
- REGAZZI, A. J. Teste para verificar a igualdade de parâmetros identidade de modelos de regressão não-linear. **Revista Ceres**, Viçosa, MG, v.50, p.9-26, 2003.
- SAS INSTITUTE. **SAS/STAT**, 9.2 user's Guide. Cary, 2008.
- SEBER, G. A.; WILD, C. J. **Nonlinear regression**. Nova Jersey: Wiley, 2003. 768p.
- VALINOTE, A. C.; NOGUEIRA FILHO, J. C. M.; LEME, P. R.; SILVA, S. L.; CUNHA, J. A. Fontes de lipídio e monensina sódica na fermentação, cinética e degradabilidade ruminal de bovinos. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v.41, p.117-124, 2006.