

## AVALIAÇÃO DE CONTROLE LEITEIRO DE BOVINOS USANDO ANÁLISES DE MEDIDAS REPETIDAS

Alfredo Ribeiro de Freitas<sup>1</sup>, Armando de Andrade Rodrigues<sup>2</sup>, Diego Peres Netto<sup>3</sup>, Reinaldo de Paula Ferreira<sup>2</sup>, Adônís Moreira<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Embrapa Pecuária Sudeste, CEP: 13560-970, São Carlos, SP, \*Bolsista do CNPq. email: ribeiro@cppse.embrapa.br.

<sup>2</sup>Embrapa Pecuária Sudeste, CEP: 13560-970, São Carlos, SP, Brasil.

<sup>3</sup>Doutorando do Programa de Pós-graduação em Zootecnia – Unesp/Botucatu. Bolsista da Capes. E-mail: dperesnetto@gmail.com

**Resumo:** O objetivo foi analisar dados de produção de leite ( $y$ ) de sete controles a cada 14 dias de 24 vacas da raça holandesa submetidas a três tratamentos em pastejo de alfafa ( $T_1$  - confinamento em área de descanso com silagem de milho + 11,0 kg de concentrado;  $T_2$  - pastejo restrito de alfafa (menor participação na dieta) + silagem de milho + 11,0 kg de concentrado e  $T_3$  - pastejo de alfafa à vontade (maior participação na dieta) + silagem de milho + 8,0 kg de concentrado), em um experimento completamente casualizado, desenvolvido na Embrapa Pecuária Sudeste, São Carlos, SP, em 2008. Os dados foram analisados na forma de medidas repetidas, em que a vaca representou o indivíduo e os controles a avaliação dentro do indivíduo. A estrutura de variância e covariância dos erros das avaliações dentro de indivíduos foi a *Huynh-Feldt (HF)*, indicando que para o presente caso os dados de  $y$  poderiam ser analisados tanto pelo modelo linear padrão quanto pelo modelo misto; para os usuários do SAS, significa usar ambos os procedimentos: GLM e MIXED.

**Palavras-chave:** Modelo linear misto, modelo linear padrão, produção de leite, procedimento GLM, procedimento MIXED, estrutura de covariância

## EVALUATIONS OF DAIRY MILK PRODUCTION IN COWS USING REPEATED MEASURES

**Abstract:** The objective of this work was to analyze milk production data ( $y$ ) of 24 holsteins cows considering seven controls with intervals of 14 days each. The cows were submitted to three treatments (1-control: silage + 11.0 kg of concentrate; 2- silage + 11.0 kg of concentrate + alfalfa and 3- silage + 8.0 kg of concentrate + alfalfa). The experiment was carried out at Embrapa Cattle Southeast, in São Carlos, SP, in 2008. The dates were analyzed as repeated measures, being the cow the subject and each control evaluated on time was the evaluation within subject. The fitted variance-covariance structure of errors within subject was a *Huynh-Feldt (HF)*, indicating that for this experiment the milk yield data ( $y$ ) can be analyzed in both situation: as standard linear model or mixed linear model. Considering the SAS software, both the procedures can be used: GLM and MIXED.

**Keywords:** covariance structure, GLM procedure, mixed linear model, MIXED procedure, milk production, standard linear model

### Introdução

A produção de leite ou curva de lactação de uma vaca, é de aproximadamente 10 meses, geralmente é estimada por meio de modelos não-lineares (Molento et al., 2004). Vários são os propósitos (El Faro et al, 2002): ajustar o manejo nutricional, decidir sobre o descarte ou manejo, selecionar vacas e touros com base nas relações genéticas entre os parâmetros da curva e a produção de leite, verificar a persistência e o pico de produção, entre outros. No entanto, existem situações experimentais, em que o objetivo é avaliar a eficiência de tratamentos de vacas em pastejo considerando o ganho médio diário, a produção e a composição do leite em apenas parte da curva de lactação. Neste tipo de experimento, em que, geralmente, são utilizadas algumas semanas de controle da produção de leite, os modelos não-lineares devem ser substituídos por análises de medidas repetidas.

Nas análises de MR, dois fatores de variação são considerados: entre indivíduos e dentro de indivíduos, sendo que a etapa mais importante é modelar a estrutura de erros dentro de indivíduos. Dependendo da estrutura selecionada, pode-se usar os recursos de modelo linear geral, do modelo linear misto, ou ambos (Littell et al, 1996), significando que para os usuários do SAS, pode-se usar o procedimento GLM ou MIXED.

O objetivo foi analisar dados de produção de leite de sete controles a cada 14 dias de vacas holandesas submetidas a três tratamentos (controle - sem pastejo em alfafa – e, dois tratamentos em pastejo de alfafa, com ofertas de forragem diferenciadas), utilizando-se controles como medidas repetidas.

### Material e Métodos

O experimento iniciou em agosto de 2007 com 24 vacas da raça holandesa (pelagem preta e branca), distribuídas em três tratamentos, com oito vacas cada: T<sub>1</sub> -confinamento em área de descanso com silagem de milho + concentrado; T<sub>2</sub> - pastejo de alfafa restrito (menor participação na dieta) + silagem de milho + concentrado e T<sub>3</sub>- pastejo de alfafa à vontade (maior participação na dieta) + silagem de milho + concentrado. Inicialmente, houve um período pré-experimental de sete dias em que as vacas estavam com aproximadamente três a quatro meses de lactação, produção de 30litros/vaca/dia e peso vivo de 576 kg.

O delineamento utilizado foi o inteiramente casualizado e sete controles da produção de leite, com intervalo de 14 dias foram realizados. Os dados foram analisados como medidas repetidas por meio do modelo  $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \delta_{ij} + t_k + (\alpha t)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$ ,  $y_{ijk}$  é o valor da produção de leite observado no controle  $k$ , no indivíduo  $j$  e no tratamento  $i$ ;  $\mu$  é o efeito médio global;  $\alpha_i$  é o efeito fixo do tratamento  $i$ ;  $\delta_{ij}$  é o efeito aleatório do indivíduo  $j$  no tratamento  $i$ ;  $t_k$  é o efeito fixo do controle  $k$ ,  $(\alpha t)_{ik}$  é o efeito da interação de tratamento e controle e  $\varepsilon_{ijk}$  é o erro aleatório de controles dentro de indivíduos. Foi utilizado o procedimento MIXED do SAS (SAS Institute 2002-2003) para análise, e a produção de leite obtida no período pré-experimental foi usada como covariável.

A estrutura mais adequada da variância e covariância (R) dos erros  $\varepsilon_{ijk}$ , dada por  $\text{Var}(\varepsilon_{ijk}) = R$ , foi escolhida considerando o menor valor do critério de Informação de Akaike (AIC). Foram ajustadas as seguintes estruturas de R: Componente de Variância (VC), Não-Estruturada (UN), Huynh-Feldt (HF), Simetria Composta (CS), Autoregressiva de Primeira Ordem - AR(1) e Autoregressiva de Primeira Ordem de Média Móvel - ARMA(1,1). Para comparar duas matrizes  $R_i$  e  $R_j$ , foi também utilizado o teste de razão de verossimilhança restrito construído por  $(-2 \text{res log likelihood da matriz } R_i) - (-2 \text{res log likelihood da matriz } R_j)$ , que equivale ao teste de Qui-quadrado ( $\chi^2$ ), com graus de liberdade igual à diferença do número de parâmetros entre as matrizes  $R_i$  e  $R_j$ . Estes dois critérios são descritos em Bozdogan (1987).

### Resultados e Discussão

Na Tabela 1 são apresentadas as estruturas de variâncias: UN, HF, ARMA(1,1), CS, AR(1) e VC. Observa-se, que esta ordem é decrescente quanto à qualidade de ajuste da matriz de variância e covariância dos erros  $\varepsilon_{ijk}$ , uma vez que estão citadas de acordo com valores decrescente do critério de informação de Akaike (AIC). Nessa análise visual a estrutura mais adequada é a Não-estruturada (UN); no entanto, quando se compara duas a duas a UN com as demais, por meio do teste de razão de verossimilhança restrito (Tabela 1), observa-se que a UN não difere estatisticamente ( $P > 0,05$ ) de Huynh-Feldt (HF). Esta última atende a condição de esfericidade, o que significa que para qualquer conjunto de contrastes ortonormais formulados a partir da diferença entre quaisquer dois controles de produção (medidas repetidas), eles tem variâncias iguais, ou seja, a condição de esfericidade garante a homogeneidade de variâncias e também erro do tipo I exato nas análises de variâncias para testar efeitos entre (Tratamentos) e dentro (Controles e Tratamentos x Controles) de indivíduos. Observando-se os valores de  $\text{Pr} > F$  da análise de variância do tipo III obtidos para estes efeitos em cada das estruturas de variâncias (R) (Tabela 1), verifica-se que os efeitos de tratamentos e interação tratamentos x controles, são bastante influenciados por R, o efeito de tratamento, por exemplo, é não significativo para UN, HF, ARMA(1,1) e CS, AR(1), porém é altamente significativo para VC ( $P = 0,0116$ ). Na Tabela 2 são apresentadas as médias, os erros-padrão e os testes de hipóteses para tratamentos, controles e tratamentos x controles, obtidos por meio do procedimento MIXED e estrutura de variância e covariância do tipo Huynh-Feldt.

Tabela 1. Estruturas de variâncias e covariâncias com respectivos parâmetros, graus de liberdade, valores de -2 Res Log verossimilhança (-2 Log L), valores do critério de Informação de Akaike (AIC) e análise de variância do tipo III (Pr > F)

Estrutura	Nº de parâmetros	-2 Log L	AIC	Pr > F		
				Tratamentos	Controles	Tratamentos x controles
UN	28	725,9	825,9	0,1779	<,0001	0,7494
HF	8	751,6	811,6	0,2507	<,0001	0,9151
ARMA(1,1)	3	767,0	817,0	0,1758	<,0001	0,9131
CS	2	769,5	817,5	0,1808	<,0001	0,9115
AR(1)	2	773,7	821,7	0,0921	0,0002	0,9093
VC	1	801,9	847,9	0,0116	<,0001	0,9820

Obs: comparação de HF com as demais estruturas, utilizando-se teste de razão de verossimilhança

UN versus HF	→  725,9 - 751,6  → $\chi^2_{20} = 25,7$ ns
UN versus ARMA(1,1)	→  725,9 - 767,0  → $\chi^2_{25} = 41,1$ (P < 0,05)
UN versus CS	→  725,9 - 769,5  → $\chi^2_{26} = 43,6$ (P < 0,05)
UN versus AR(1)	→  725,9 - 773,7  → $\chi^2_{26} = 47,8$ (P < 0,05)
UN versus VC	→  725,9 - 801,9  → $\chi^2_{27} = 76,0$ (P < 0,05)

Tabela 2. Médias, erros-padrão e testes de hipóteses obtidas para tratamentos, controles e tratamentos x controles

								Erro-padrão
Efeito principal → tratamentos (P=0,2507)								
	1	2	3					
	29,6 a	31,1 a	29,8 a					0,60
Efeito principal → controles (P<,0001)								
	1	2	3	4	5	6	7	
	31,8 a	31,5 ab	30,5 bc	29,8 c	30,1 c	29,6 c	28,1 d	0,54
Interação → tratamentos x controles								
	1	2	3	4	5	6	7	
1	31,6 a	30,6 a	29,9 a	29,2 a	29,7 a	29,3 a	27,1 a	0,93
2	32,0 a	32,3 a	31,3 a	31,3 a	30,8 a	31,1 a	29,1 a	0,87
3	31,9 a	31,6 a	30,3 a	28,7 a	29,8 a	28,4 a	28,0 a	0,90

Letras diferentes na linha indicam diferença (P<0,05) pelo teste de Tukey

### Conclusões

Para os dados de produção de leite de controles a cada 14 dias de vacas da raça holandesa, a estrutura de variância e covariância dos erros das avaliações dentro de indivíduos é do tipo *Huynh-Feldt*, a qual atende a condição esfericidade, indicando que tais dados podem ser analisados tanto pelo modelo linear padrão quanto pelo modelo misto usando controles leiteiros como medidas repetidas.

### Literatura citada

- BOZDOGAN, H. 1987. Model selection and Akaike's information criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. **Psychometrika**, v.52, n.3, p.345-370, 1987
- FARO, L.E. and ALBUQUERQUE, L.G.. Comparação de alguns modelos matemáticos para o ajuste às curvas de lactação individuais de vacas da raça Caracu. *Arq. Bras. Med. Vet. Zootec.* [online]. 2002, v. 54, n. 3, pp. 295-302. ISSN 0102-0935. doi: 10.1590/S0102-09352002000300013.
- LITTELL, R. C.; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER, R. D. SAS System for Mixed Models. Cary: Statistical Analysis System Institute, 1996. 633p.
- MOLENTO, Carla Forte Maiolino; MONARDES, Humberto; RIBAS, Newton Pohl and BLOCK, Elliot. Curvas de lactação de vacas holandesas do Estado do Paraná, Brasil. *Cienc. Rural* [online]. 2004, v. 34, n. 5, pp. 1585-1591. ISSN 0103-8478. doi: 10.1590/S0103-84782004000500040.
- SAS Institute. User's Guide. versão 9.1.3, versão para Windows. Cary, NC, USA, 2002–2003.