



ARTIGO ORIGINAL

Alfredo Ribeiro Freitas¹
Diego Peres Netto²
Adônis Moreira^{3*}
Reinaldo Paula Ferreira¹
Armando Andrade Rodrigues¹

¹Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA, Centro de Pesquisa de Pecuária do Sudeste, Rod. Washington Luiz, km 234, 13560-570, São Carlos, SP, Brasil

²Universidade Federal de Santa Catarina, Centro de Ciências Agrárias, Rod. Admar Gonzaga, 1346, 88034-000, Florianópolis, SC, Brasil

³Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA, Embrapa Soja, Rod. Carlos João Strass, Zona Rural, 86001-970, Londrina, PR, Brasil

Autor correspondente:

*E-mail: adonis@cnpso.embrapa.br

PALAVRAS-CHAVE

Matriz *Huynh-Feldt*
Procedimento GLM
Procedimento MIXED
Produção de leite

KEYWORDS

Huynh-Feldt matrix
GLM procedure
MIXED procedure
Milk yield

Avaliação de controle leiteiro de bovinos usando análises de medidas repetidas

Evaluation of dairy milk yield in cows through repeated measures analysis

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi analisar os dados de produção de leite de sete vacas, obtidos com intervalos de 14 dias, de vacas da raça Holandesa submetidas a três tratamentos em pastejo de alfafa [T_1 : controle (confinamento em área de descanso com silagem de milho+11,0 kg de concentrado); T_2 : pastejo restrito de alfafa+silagem de milho+11,0 kg de concentrado, e T_3 : pastejo de alfafa à vontade+silagem de milho+8,0 kg de concentrado], em delineamento inteiramente casualizado. Os dados foram analisados por meio de modelos mistos (procedimento MIXED), considerando medidas repetidas, em que cada animal representou um indivíduo. Para modelar a estrutura de variância e covariância dos erros das avaliações dentro de indivíduos, foi selecionada a matriz Huynh-Feldt, estrutura que atende à condição de esfericidade, indicando que, além do modelo linear misto utilizando máxima verossimilhança restrita, também podem ser utilizados recursos do modelo linear padrão, considerando as (co)variâncias no tempo constantes. Pela análise de medidas repetidas, houve redução da produção de leite ($p \leq 0,01$) ao longo dos três tratamentos; entretanto, não houve diferença significativa ($p > 0,05$) global entre tratamentos e nem entre tratamentos dentro de controles ($p > 0,05$).

ABSTRACT: The objective of this study was to analyze the milk yield data at 14-day intervals of seven Holstein cows submitted to three treatments with alfalfa [T_1 : control (confinement in a rest area with corn silage +11.0 kg concentrate); T_2 : restricted grazing of alfalfa + corn silage+11.0 kg concentrate; T_3 : grazing of alfalfa ad libitum + corn silage + 8.0 kg concentrate] in randomized experiment. Data were analyzed as repeated measures through MIXED procedure, where each cow was a subject. In order to model the error variance-covariance structure of the evaluations within the subjects, the Huynh-Feldt matrix was selected, meeting the sphericity condition, indicating that for analysis of the milk yield data in this experiment, besides the mixed linear model using maximum likelihood resources, the ordinary least squares model can also be used, considering (co)variances in uniform time. Through the use of repeated measures analysis, it was possible to verify significant reduction ($p \leq 0.01$) in the milk yield in the three treatments; however, there was no global significant difference ($p > 0.05$) between treatments or in treatments within each control ($p > 0.05$).

Recebido: 14/09/2011

Aceito: 23/05/2012

1 Introdução

A curva padrão de lactação de vacas especializadas é de, aproximadamente, dez meses; quando necessária, é estimada por meio de modelos não lineares (MOLENTO et al., 2004), com os objetivos de ajustar o manejo nutricional; decidir sobre o descarte de animais; selecionar vacas e touros com base nas relações genéticas; verificar a persistência e o pico de produção; estimar a produção de leite parcial ou total, e estimar a concentração de gordura e proteínas, entre outros (FARO; ALBUQUERQUE, 2002).

Nesse tipo de experimento, geralmente são utilizadas algumas semanas de controle da produção de leite, sendo que os modelos não lineares devem ser substituídos por análises de modelos lineares mistos, como, por exemplo, as análises de medidas repetidas (MR) (FREITAS; FERREIRA; MOREIRA, 2011). Essas análises referem-se a situações experimentais em que as respostas são avaliadas no mesmo animal ou indivíduo. Essas respostas são correlacionadas, em função de uma contribuição comum do animal (genética). As avaliações em animais diferentes são independentes e o termo covariância refere-se às avaliações no mesmo animal. Assim, em uma estrutura de variância-covariância R, cada variância refere-se a uma avaliação e cada correlação, a duas avaliações no mesmo animal (REIEZIGEL, 1999).

O modelo misto descrito por Littell, Milliken e Stroup (1996); Littell, Henry e Ammerman (1998); Freitas, Presotti e Toral (2005), e Freitas, Ferreira e Moreira (2011), comumente utilizado para analisar dados de experimentos sob enfoque de MR, é do tipo $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \delta_{ij} + t_k + (\alpha t)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$, em que: y_{ijk} = resposta no tempo k do indivíduo j no grupo de tratamento i; μ = efeito médio geral; α_i = efeito fixo do tratamento i; δ_{ij} = efeito aleatório da unidade experimental ou indivíduo j no grupo de tratamento i; t_k = efeito fixo do tempo k; $(\alpha t)_{ik}$ = efeito da interação fixa do tratamento i com o tempo k; ε_{ijk} = erro aleatório.

Sob o enfoque matricial, tem-se (Equação 1):

$$y_{nx1} = X_{n \times p} b_{p \times 1} + Z_{n \times q} u_{q \times 1} + e_{nx1} \quad (1)$$

em que: y = vetor que contém os valores observados da variável aleatória; X e Z = matrizes de incidência associadas aos efeitos fixos e aleatórios, respectivamente; b = vetor que contém os efeitos fixos; u = vetor que contém o efeito aleatório de indivíduos; e = vetor que contém os erros associados às avaliações dentro de indivíduos; n, p, q = indica, respectivamente, o número de observações, de efeitos fixos e de efeitos aleatórios.

Admitindo-se que y, u e e têm distribuição normal com média zero, podem ser formuladas as seguintes esperanças (E) e variâncias (V) (Equação 2):

$$\begin{aligned} E(u) &= 0; \text{Var}(u) = G; E(e) = 0; V(e) = R; \\ V(y) &= V(Zu + e) = V = ZCZ' + R \end{aligned} \quad (2)$$

A etapa mais importante nos modelos 1 e 2 é modelar a estrutura de variância-covariância de erros dentro de indivíduos (R). O procedimento MIXED possibilita o ajuste de várias estruturas e, com isso, pode-se escolher a mais adequada para determinado conjunto de dados. Uma vez escolhida a

estrutura R, o uso de modelos mistos pelo MIXED é bastante versátil e abrangente, pelo qual se podem realizar análises em situações de dados perdidos, dados desbalanceados (FREITAS; FERREIRA; MOREIRA, 2011).

Se a estrutura selecionada for a Simetria Composta (SC) ou *Huynh-Feldt* (H-F), estas atendem à condição de esfericidade, propriedade que garante que as variâncias da diferença entre quaisquer combinações de medidas (entre e dentro de indivíduos) são iguais (LITTELL; MILLIKEN; STROUP, 1996; REIEZIGEL, 1999). Uma estrutura de R com essa propriedade possibilita análise de dados mais eficiente, pois, utiliza ambos os recursos, os do modelo linear misto utilizando máxima verossimilhança (MV) ou MV restrita e os do procedimento GLM do SAS (LITTELL; MILLIKEN; STROUP, 1996). Entretanto, comparado ao MIXED, o GLM é limitado, pois somente usa observações completas, como demonstrado no trabalho de Freitas, Ferreira e Moreira (2011).

Considerando-se a mesma notação em (2), o modelo linear padrão ou modelo linear geral (ANOVA), sob enfoque matricial, é dado por (Equação 3):

$$y_{nx1} = X_{n \times p} b_{p \times 1} + e_{nx1} \quad (3)$$

que apresenta as seguintes propriedades: $E(y) = Xb$; $E(e) = 0$; $\text{Var}(y) = \text{Var}(e) = \sigma^2 I$ (I = matriz identidade de ordem n)

O objetivo deste trabalho foi analisar dados de produção de leite de sete vacas holandesas a cada 14 dias, por meio de medidas repetidas, utilizando o procedimento de modelos mistos (MIXED) do SAS (SAS, 2002; FREITAS; FERREIRA; MOREIRA, 2011).

2 Material e Métodos

O experimento iniciou-se em agosto de 2007 com 24 vacas da raça holandesa (pelagem preta e branca) distribuídas em três tratamentos, com oito vacas cada: [T₁: controle (confinamento em área de descanso com silagem de milho+11,0 kg de concentrado); T₂: pastejo restrito de alfafa-silagem de milho+11,0 kg de concentrado, e T₃: pastejo de alfafa à vontade + silagem de milho + 8,0 kg de concentrado]. Das oito vacas de cada tratamento, foram selecionadas sete (controle) para produção de leite. Inicialmente, houve um período pré-experimental de sete dias, em que as vacas estavam com aproximadamente três a quatro meses de lactação e com média de produção de 30 litros/vaca/dia e média de peso vivo de 576 kg.

O delineamento experimental utilizado foi o inteiramente casualizado, com os dados de produção de leite analisados por meio do modelo misto: $y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \delta_{ij} + t_k + (\alpha t)_{ik} + \varepsilon_{ijk}$, no qual: y_{ijk} = valor da produção de leite observado no controle k, no indivíduo j e no tratamento i; μ = efeito médio global; α_i = efeito fixo do tratamento i; δ_{ij} = efeito aleatório do indivíduo j no tratamento i; t_k = efeito fixo do controle k; $(\alpha t)_{ik}$ = efeito da interação de tratamento e controle; ε_{ijk} = erro aleatório de controles dentro de indivíduos.

A produção de leite do período pré-experimental foi usada como covariável.

Para a análise dos dados, foi utilizado o procedimento MIXED do SAS (SAS 2002-2003) e opção REML (máxima verossimilhança restrita). Na opção REML, é adotada a

função de verossimilhança de $K'y$, em que K é um vetor de combinações lineares das observações, com esperança nula, que representa as observações ajustadas para os efeitos fixos e produz estimativas não viciadas para os parâmetros de variâncias. A partir da suposição de que u e e têm distribuição normal, as estimativas de G e R em (2) são obtidas por meio do logaritmo da função de verossimilhança restrita (L_R) (Equação 4):

$$L_R = -0,5 \log |V| - 0,5 \log |X'V^{-1}X| - 0,5r'V^{-1}r - 0,5(n-p) \log(2\pi) \quad (4)$$

em que: $r = y - X(X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y$; $p =$ posto de X .

O critério de convergência para o procedimento MIXED foi (Equação 5):

$$g'_k H^{-1}_k g_k / |f_k| \leq 1E-8 \quad (5)$$

em que: na k -ésima iteração, $f_k =$ valor da função objetivo; g_k é o gradiente (primeira derivada) da função objetivo, e H_k é a matriz hessiana (segunda derivada) da função objetivo.

Considerando-se as informações das fórmulas (1), (2), (4) e (5), foram ajustadas as estruturas para R (Tabela 1), sendo que a escolha da mais adequada foi feita pelo critério de informação de *Akaike* (AIC), que é uma modificação de L_R em (4), em que

modelos mais complexos são mais penalizados; pelo critério de AIC, a estrutura de R que possui o menor valor é a melhor. A estrutura de R é formada por 24 blocos de tamanho 7×7 na diagonal, sendo um bloco para cada animal.

Para comparar duas matrizes R_i e R_j , foi utilizado o teste da razão de verossimilhança restrito, que é construído pela diferença de $-2L_R$ entre as matrizes R_i e R_j , que, sob hipótese de nulidade, têm distribuição de Qui-quadrado (χ^2), com grau de liberdade igual à diferença do número de parâmetros entre as matrizes R_i e R_j .

Pelo teste de razão de verossimilhança restrito acima, que compara um modelo mais simples versus um modelo mais complexo, o primeiro precisa ser um modelo aninhado, isto é, um caso especial do modelo mais complexo. Testa-se a hipótese de nulidade (H_0), que afirma que o modelo mais simples proporciona um ajuste tão bom quanto o modelo mais complexo. Se H_0 é rejeitada em favor da hipótese alternativa (H_a), então o modelo mais complexo proporciona melhoria significativa no ajuste. Esses dois métodos são descritos em Bozdogan (1987) e Freitas, Presotti e Toral (2005).

Nas análises estatísticas realizadas neste trabalho, cujos resultados são apresentados nas Tabelas 2-5, foi usado o procedimento MIXED descrito em Littell, Milliken e Stroup (1996) e Freitas, Ferreira e Moreira (2011).

Tabela 1. Estruturas de variâncias e covariâncias, com respectivos números de parâmetros e elementos ($i =$ linha, $j =$ coluna) avaliados na produção de leite de vacas da raça holandesa em que sete controles (k) com intervalos de cada 14 dias cada, foram analisados como medidas repetidas.

	Estrutura*	Parâmetros	Elemento i, j
AR(1)	Autorregressiva de primeira ordem	2	$\sigma^2 \rho^{ i-j }$
ARMA(1,1)	Autorregressiva de primeira ordem de média móvel	3	$\sigma^2 [\gamma \rho^{ i-j } - 1 (i \neq j) + 1 (i = j)]$
CS	Simetria composta	2	$\sigma^2 + \sigma_i (i = j)$
CSH	CS heterogênea	$k + 1$	$\sigma_i \sigma_j [\rho (i \neq j) + 1 (i = j)]$
HF	Huynh-Feldt	$k + 1$	$(\sigma^2_i + \sigma^2_j) / 2 + \lambda (i \neq j)$
VC	Componente de variância	Q	$\sigma^2_i (i = 1, 2, \dots, q)$; q é número de fatores
UN	Não estruturada	$k(k+1)/2$	σ_{ij}

*AR(1): contém um parâmetro autorregressivo (ρ) e σ^2 ; CS: as variâncias e as covariâncias são constantes; CSH: variância diferente na diagonal principal; fora da diagonal, usa a raiz quadrada da variância correspondente, multiplicada por ρ ; HF: variância diferente na diagonal principal; fora da diagonal, usa a média aritmética das variâncias correspondentes, adicionada de um fator de escala λ ; VC = modela uma variância diferente para cada efeito aleatório; UN: as variâncias e as covariâncias são diferentes (SAS, 2002-2003).

Tabela 2. Estruturas de variâncias e covariâncias com respectivos parâmetros, logaritmo da função de verossimilhança restrita multiplicado por -2 ($-2L_R$), valores do critério de informação de *Akaike* (AIC) e análise de variância do tipo III ($Pr > F$), realizados em dados de produção de leite de vacas da raça Holandesa.

Estrutura	Nº de parâmetros	$-2L_R$	AIC*	Pr > F		
				Tratamentos	Controles	Tratamentos \times controles
HF	8	725,7	741,7	0,4047	<0,0001	0,9546
CSH	8	732,9	748,9	0,3956	<0,0001	0,9238
AR(1)	2	745,7	749,7	0,2653	0,0011	0,9641
CS	2	740,9	749,9	0,4018	<0,0001	0,9546
UN	28	703,1	759,1	0,3394	0,0003	0,8249
VC	1	768,9	770,9	0,0679	0,0003	0,9929

*AIC = $-2L + 2d$; ($L =$ valor do logaritmo da função de verossimilhança restrita obtido à convergência; $d =$ número de parâmetros do modelo).

Comparação de HF versus as demais estruturas por meio do teste de razão de verossimilhança: HF versus CSH $\rightarrow |725,7 - 732,9| \rightarrow \chi^2_0 = 7,2$ ($p \leq 0,05$); HF versus AR(1) $\rightarrow |725,7 - 745,7| \chi^2_6 = 20,0$ ($p \leq 0,01$); HF versus CS $\rightarrow |725,7 - 740,9| \rightarrow \chi^2_6 = 15,2$ ($p \leq 0,05$); HF versus UN $\rightarrow |725,7 - 703,1| \rightarrow \chi^2_{20} = 22,6$ ($p > 0,05$); HF versus VC $\rightarrow |725,7 - 768,9| \rightarrow \chi^2_7 = 43,2$ ($p \leq 0,001$)

Tabela 3. Matriz de covariância estimada na análise de sete controles leiteiros (C_1 a C_7) de produção de leite de vacas da raça holandesa, analisados como medidas repetidas em experimento realizado em São Carlos-SP (a estrutura de variância e covariância ajustada entre controles dentro de vaca é do tipo *Huynh-Feldt*).

	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7
C_1	6,726	2,032	3,096	0,149	3,780	4,854	2,865
C_2		7,878	3,673	0,725	4,356	5,430	3,441
C_3			10,007	1,790	5,421	6,495	4,506
C_4				4,113	2,474	3,547	1,558
C_5					11,375	7,179	5,190
C_6						13,523	6,263
C_7							9,545

Tabela 4. Matriz de correlação estimada na análise de sete controles leiteiros (C_1 a C_7) de produção de leite de vacas da raça holandesa, analisados como medidas repetidas em experimento realizado em São Carlos-SP (a estrutura de variância e covariância ajustada entre controles dentro de vaca é do tipo *Huynh-Feldt*).

	C_1	C_2	C_3	C_4	C_5	C_6	C_7
C_1	1,000	0,279	0,377	0,028	0,432	0,509	0,357
C_2		1,000	0,413	0,127	0,460	0,526	0,396
C_3			1,000	0,279	0,508	0,558	0,461
C_4				1,000	0,361	0,475	0,248
C_5					1,000	0,578	0,498
C_6						1,000	0,551
C_7							1,000

3 Resultados e Discussão

Com o critério de AIC (Tabela 1), a estrutura de R escolhida é HF, pois apresenta o menor valor de AIC. Na Tabela 2, o primeiro interesse foi verificar se a estrutura CS (AIC = 749,9) com homogeneidade de variância e homogeneidade de covariância, que difere estatisticamente da estrutura HF (AIC = 741,7), que é um modelo heterogêneo; neste, para a linha i e a coluna j , o elemento da diagonal principal representando a i -ésima variância é σ_i^2 e as covariâncias ($i \neq j$) são $(\sigma_i^2 + \sigma_j^2) / 2 - \lambda$, em que λ é um fator de escala. No teste de hipótese H_0 : CS = HF versus H_a : CS \neq HF, rejeita-se a hipótese H_0 , pois a distribuição aproximada de Qui-quadrado (χ^2) com seis graus de liberdade: $\chi^2_6 = |740,9 - 725,7| = 15,2$ é significativa ($p \leq 0,05$), indicando que a estrutura heterogênea HF proporciona melhor ajuste do que a CS.

Outra hipótese testada (Tabela 2) por meio do teste de razão de verossimilhança restrito é H_0 : VC = HF versus H_a : VC \neq HF; na verdade, no uso do procedimento MIXED, a comparação de qualquer estrutura R com VC é automática (default). Observa-se na Tabela 2 que a hipótese de nulidade é rejeitada, pois $\chi^2_7 = |725,7 - 768,9| = 43,2$ ($p \leq 0,001$), indicando que o modelo linear padrão ou modelo linear geral (ANOVA) descrito em (2) não é adequado para a análise dos dados deste trabalho. Isto significa que $R \neq \sigma^2 I$ e que as três suposições dos erros – independência, normalidade e

homogeneidade de variâncias requeridas pela ANOVA – não são atendidas. Embora não seja correto comparar HF com as estruturas AR(1) e CSH, pois não existe a relação de efeito aninhado entre elas, esses testes foram feitos na Tabela 2; além disso, observa-se que a HF difere estatisticamente ($p \leq 0,05$) dessas duas estruturas.

Uma hipótese de bastante interesse que foi testada na Tabela 2, por meio do teste de razão de verossimilhança, é H_0 : HF = UN versus H_a : HF \neq UN; como $\chi^2_{20} = |725,7 - 703,1| = 22,6$, a hipótese nula não rejeitada ($p > 0,05$). Entretanto, entre as duas, a escolhida é a HF, por várias razões: a UN tem número excessivo de parâmetros (28), pois possui estrutura totalmente heterogênea para as variâncias e covariâncias; por outro lado, a HF tem apenas oito parâmetros e, embora seja estrutura heterogênea, a interpretação é mais simples do que a UN, pois as covariâncias representam médias aritméticas das respectivas variâncias; por último, a HF possui menor valor de AIC do que UN (741,7 versus 759,1).

Observando-se os valores de $Pr > F$ da análise de variância do tipo III para tratamentos, observa-se que as diferenças são pequenas entre as estruturas HF, CS, AR(1), CSH e UN (Tabela 2), não havendo evidências de significância entre esse efeito ($p = 0,2653$ a $p = 0,4047$). Entretanto, os efeitos de tratamentos foram quase significativos para VC ($p = 0,0679$), o que comprova a inadequacidade dessa estrutura no presente estudo.

Nas Tabelas 3 e 4, são apresentadas, respectivamente, a matriz de covariância e de correlação estimada pelo teste da razão de verossimilhança e para a hipótese nula de $V(e) = R = HF$ para os sete controles leiteiros; as matrizes referem-se à vaca número 312, porém, todos os animais são assumidos ter as mesmas estruturas. Observou-se heterogeneidade de covariância e, conseqüentemente, heterogeneidade de correlação entre os controles; a menor correlação ($r = 0,028$) é entre os controles 1 e 4, e a maior correlação ($r = 0,578$) é entre os controles 5 e 6.

Na Tabela 5, são apresentados as médias, os erros-padrão e os testes de hipóteses para tratamentos, controles e tratamentos \times controles, obtidos por meio do procedimento MIXED utilizando-se a estrutura de variância e covariância do tipo *Huynh-Feldt*.

Como já discutido na análise da Tabela 1, a estrutura HF atende à condição de esfericidade, permitindo que contrastes ortonormais possam ser formulados da diferença entre quaisquer dois controles leiteiros (medidas repetidas) e eles tem variâncias iguais. A esfericidade garante também a homogeneidade de variâncias e também erro do tipo I exato, nas análises envolvendo os efeitos entre indivíduos (Tratamentos) e dentro de indivíduos (Controles e Tratamentos \times Controles). Com isso, tanto o modelo linear geral quanto o modelo misto podem ser usados para análise, significando que para os usuários do SAS, ambos os procedimentos, GLM e MIXED, podem ser usados (FREITAS; FERREIRA; MOREIRA, 2011).

Por meio do procedimento GLM, desde que os dados sejam balanceados e que os erros, por suposição, sejam independentes, com distribuição normal e com média zero, é possível realizar várias análises, tais como: regressão (linear, múltipla, polinomial), análise univariada, análise envolvendo covariâncias, superfície de resposta, análise

Tabela 5. Médias e erros-padrão obtidos por quadrados mínimos e testes de hipóteses obtidos para os fatores: tratamentos, controles e interação tratamentos × controles na análise de dados de produção de leite de vacas holandesas em experimento realizado em São Carlos-SP (a estrutura de variância e covariância ajustada entre controles dentro de vaca é do tipo *Huynh-Feldt*).

Fatores						
Efeito principal → tratamentos* (P = 0,3013)						
	1	2	3			
	29,6 ± 0,7 ^a	31,1 ± 0,7 ^a	30,1 ± 0,7 ^a			
Efeito principal → controles** (p < 0001)						
1	2	3	4	5	6	7
31,8 ± 0,5 ^a	31,5 ± 0,5 ^{ab}	30,5 ± 0,6 ^{bc}	29,8 ± 0,4 ^c	30,1 ± 0,7 ^c	29,7 ± 0,7 ^c	28,1 ± 0,6 ^d
Interação → tratamentos × controles (P = 0,9455)						
1	2	3	4	5	6	7
1 31,5 ± 0,9 ^a	30,5 ± 0,9 ^a	29,8 ± 1,1 ^a	29,2 ± 0,7 ^a	29,6 ± 1,2 ^a	29,2 ± 1,3 ^a	27,0 ± 1,1 ^a
2 31,8 ± 0,9 ^a	32,3 ± 1,0 ^a	31,2 ± 1,1 ^a	31,4 ± 0,7 ^a	30,8 ± 1,2 ^a	30,8 ± 1,3 ^a	28,8 ± 1,1 ^a
3 32,1 ± 0,9 ^a	31,8 ± 0,9 ^a	30,5 ± 1,1 ^a	29,0 ± 0,7 ^a	29,9 ± 1,2 ^a	29,0 ± 1,3 ^a	28,5 ± 1,1 ^a

Letras diferentes na linha indicam diferença ($p \leq 0,05$) pelo teste de Tukey. *1: controle-confinamento em área de descanso + silagem de milho (SM) + 11,0 kg de concentrado (C). 2: pastejo restrito de alfafa + SM + 11,0 kg de C. 3: pastejo de alfafa à vontade + SM+8,0 kg de C. **sete controles leiteiros realizados em intervalos de 14 dias cada.

Tabela 6. Comparação de tratamentos dentro de controle leiteiro (1 a 7) pela análise multivariada (MANOVA) envolvendo o GLM: Fator, grau de liberdade (GL), teste F (F).

Fator	GL	F	Pr > F
Controle 1	2	0,72	0,4900
Controle 2	2	5,29	0,0059
Controle 3	2	4,53	0,0121
Controle 4	2	22,44	<0,0001
Controle 5	2	2,69	0,0709
Controle 6	2	3,53	0,0316
Controle 7	2	7,63	0,0007

multivariada – MANOVA (MORRISON, 1990) –, resultando em recursos adicionais ao procedimento MIXED que, por sua vez, é altamente versátil e abrangente. Se a estrutura de R escolhida neste estudo tivesse sido diferente de HF ou CS, o uso do procedimento GLM somente seria recomendável para a MANOVA. Para uso em análises univariadas, seria necessário utilizar os fatores de correção *Greenhouse-Geisser* (G-G) e *Huynh-Feldt* (HUYNH; FELDT, 1970), descritos em várias publicações (SCHEINER; GUREVITCH, 1993; LITTELL; MILLIKEN; STROUP, 1996; KESELMAN; ALGINA; KOWALCHUK, 2001), para ajustar os graus de liberdade associados aos fatores que envolvem medidas repetidas (controle, controle × tratamentos e resíduo).

Para a aplicação do GLM na MANOVA, por exemplo, são requeridas as suposições de normalidade multivariada, independência e homogeneidade de matrizes de covariâncias. Testa-se a hipótese global: $H_0 =$ os tratamentos não diferem entre si *versus* $H_a =$ os tratamentos diferem entre si, sendo que a comparação entre os tratamentos é feita com a ponderação de todos os controles. Quatro estatísticas são utilizadas: *Pillais*, *Hotelling*, *Wilks* e *Roy*, sendo a de *Wilks* a mais comumente usada. Os valores dessas estatísticas são funções de autovalores

de $E^{-1}H$ ou $(E+H)^{-1}H$, em que H é uma matriz de hipótese derivada da soma de quadrados e de produtos cruzados de um efeito tratamento, e E é a matriz associada com o efeito erro.

Na Tabela 6, encontra-se o primeiro resultado da análise multivariada (MANOVA) envolvendo o GLM, isto é, a comparação dos tratamentos dentro de cada controle leiteiro (variável dependente). Houve influência significativa ($p \leq 0,05$) dos tratamentos para os controles (vacas) 2, 3, 4, 6 e 7. Na Tabela 7, é apresentado o teste da hipótese nula de não efeito dos tratamentos pela análise multivariada por GLM, envolvendo quatro testes: *Pillais*, *Hotelling*, *Wilks* e *Roy*. Rejeitou-se a hipótese nula global de que os tratamentos não diferem entre si em fator da hipótese alternativa ($p \leq 0,0001$), fato comprovado pelos resultados da análise individual (Tabela 6), em que apenas não houve diferença de tratamentos para os controles 1 e 5. Embora todos os quatro testes tenham proporcionado os mesmos valores ($Pr > F \leq 0,0001$), o teste mais considerado foi o λ de *Wilks*, pois proporcionou valor exato de $Pr > F$.

Apesar de o estudo de curva de lactação de uma vaca por meio de modelos não lineares (MOLENTO et al., 2004) possibilite o estudo do manejo nutricional, selecionar vacas e touros com base nas relações genéticas entre os parâmetros da curva e a produção de leite, a persistência e o pico de produção, e estimar a produção de leite parcial ou total, os estudos de produção de leite envolvendo parte da curva da lactação ou mesmo todo o ciclo de produção, quando realizados por meio de modelos lineares mistos ou mesmo modelo linear padrão, proporcionam recursos significativamente mais abrangentes do que os obtidos por meio de modelos não lineares. Trabalhando com bovinos, porém, com o peso corporal avaliado em diversas idades e analisado como medidas repetidas, Freitas, Presotti e Toral (2005) discutiram diversas estruturas de variâncias e covariância e principalmente as vantagens dessas análises em relação às análises considerando medidas repetidas como subparcela.

Tabela 7. Análise multivariada (MANOVA) por GLM testando a hipótese nula global de não efeito de tratamentos^a na análise de dados de produção de leite de sete controles^b de vacas holandesas, em experimento realizado em São Carlos-SP, com início em 2007.

Estatística	Valor de F	G.L_N	G.L_D	Pr > F
Lâmbda de Wilks	6,84	14	316	≤0,0001
Traço de Pillai	6,83	14	318	≤0,0001
Traço de Hotelling-Lawley	6,86	14	249,46	≤0,0001
Raiz máxima de Roy	8,71	7	159	≤0,0001

^a1: controle-confinamento em área de descanso+silagem de milho (SM) + 11,0 kg de concentrado (C); 2: pastejo restrito de alfafa + SM + 11,0 kg de C; 3: pastejo de alfafa à vontade + SM + 8,0 kg de C. ^b sete controles realizados em intervalos de 14 dias cada.

4 Conclusões

A estrutura HF atende à condição de esfericidade, indicando que, na análise dos dados de controles leiteiros deste experimento, além do modelo linear misto, utilizando máxima verossimilhança restrita pelo procedimento MIXED, recursos do modelo linear padrão pelo GLM também podem ser utilizados.

Pela análise de medidas repetidas, houve redução da produção de leite ($p \leq 0,0001$) ao longo dos sete controles (vacas); entretanto, não houve diferença significativa ($p > 0,05$) global entre tratamentos e nem entre tratamentos dentro dos controles ($p > 0,05$).

Agradecimentos

À FAPESP (Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo) e à Embrapa Pecuária Sudeste (CPPSE), pelo suporte financeiro e pelo apoio logístico para a realização deste trabalho.

Referências

BOZDOGAN, H. Model selection and Akaike's information criterion (AIC): the general theory and its analytical extensions. *Psychometrika*, v. 52, n. 3, p. 345-370, 1987. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294361>

FARO, L. E.; ALBUQUERQUE, L. G. Comparação de alguns modelos matemáticos para o ajuste às curvas de lactação individuais de vacas da raça Caracu. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, v. 54, n. 3, p. 295-302, 2002. <http://dx.doi.org/10.1590/S0102-09352002000300013>

FREITAS, A. R.; FERREIRA, R. P.; MOREIRA, A. Análise de dados de medidas repetidas por meio do modelo linear geral e do modelo misto. *Revista de Ciências Agrárias*, v. 54, n. 3, p. 214-224, 2011.

FREITAS, A. R.; PRESOTTI, C. V.; TORAL, F. L. B. Alternativas de análises em dados de medidas de bovinos de corte. *Revista Brasileira de Zootecnia*, v. 34, n. 6, p. 2233-2244, 2005. <http://dx.doi.org/10.1590/S1516-35982005000700010>

HUYNH, H.; FELDT, L. S. Conditions under which mean square ratios in repeated measurement designs have exact F-distribution. *Journal of the American Statistical Association*, v. 65, p. 1582-1589, 1970.

KESELMAN, H. J.; ALGINA, J.; KOWALCHUK, R. K. The analysis of repeated measures designs: a review. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, v. 54, p. 1-20, 2001. PMID:11393894. <http://dx.doi.org/10.1348/000711001159357>

LITTELL, R. C.; HENRY, P. R.; AMMERMAN, C. B. Statistical analysis of repeated measures data using SAS procedures. *Journal of Animal Science*, v. 76, p. 1216-1231, 1998. PMID:9581947.

LITTELL, R. C.; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER, R. D. *SAS System for Mixed Models*. Cary: Statistical Analysis System Institute, 1996. 633 p.

MOLENTO, C. F. M.; MONARDES, H.; RIBAS, N. P.; BLOCK, E. Curvas de lactação de vacas holandesas do Estado do Paraná, Brasil. *Ciência Rural*, v. 34, n. 5, p. 1585-1591, 2004. <http://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782004000500040>

MORRISON, D. F. *Multivariate Statistical Methods*. New York: McGraw Hill, 1990. 495 p.

REIEZIGEL, J. Analysis of experimental data with repeated measurement. *Biometrics*, v. 55, p. 1059-1063, 1999. PMID:11315048. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0006-341X.1999.01059.x>

SCHEINER, S. M.; GUREVITCH, J. The design and analysis of ecological experiments. New York: Chapman & Hall, 1993. 445 p.

STATISTICAL ANALYSES SYSTEM – SAS. *User's Guide*. versão 9.1.3, versão para Windows. Cary, 2002.