

ESTUDO DE CRESCIMENTO DE CAPRINOS DA RAÇA MOXOTÓ EM UM REBANHO FECHADO NO ESTADO DE PERNAMBUCO: ESCOLHA DA MATRIZ DE COVARIÂNCIA

Kleber Régis Santoro¹, Severino Benone Paes Barbosa², Maria Eunice de Queiroz Vieira³

¹ Bolsista CNPq, Pós-Graduando, DZ/UFRPE, krantoro@hotmail.com

² Professor DZ – UFRPE – E-mail: sbarbosa@ufrpe.br

³ Professora DZ – UFRPE – E-mail: mariaeunicev@bol.com.br

Introdução

A correta descrição do relacionamento entre repetidas mensurações de uma mesma característica aproxima o modelo estatístico dos dados observados, podendo ser descrito por uma matriz de covariâncias, a qual teria sua forma determinada pelo pesquisador (WOLFINGER e CHANG, 1999). A análise de variância univariada, em esquema de parcelas subdivididas, supõe erros normalmente, identicamente e independentemente distribuídos. Neste delineamento, o teste F terá distribuição F exata para as parcelas, mas será assim para as sub-parcelas se e somente se a matriz de covariâncias dos erros estiver sob a forma chamada simetria composta (CS), implicando em que a variável aleatória seja igualmente correlacionada e tenha variâncias iguais nas diferentes ocasiões (HUYNH e FELDT, 1970, MILLIKEN e JOHNSON, 1992). Uma condição necessária e suficiente, mais geral que a anterior, é a matriz descrita como do tipo Huynh-Feldt (HF) (HUYNH e FELDT, 1970), condição possível de ser verificada pelo teste de esfericidade de Mauchly (MAUCHLY, 1940). O objetivo deste trabalho foi encontrar a matriz que melhor descrevesse o relacionamento entre os pesos observados nas idades de pesagem de caprinos Moxotó, criados no estado de Pernambuco, proporcionando assim a correta análise dos dados e o melhor modelo estatístico.

Material e Métodos

Foram utilizadas informações de 1.479 pesagens de 412 caprinos da raça Moxotó, filhos de 151 mães e 50 pais, nascidos entre 1984 e 1988, nos meses de março a julho, no estado de Pernambuco. As condições climáticas para os meses de nascimento foram: umidade relativa (%) média de 64,00±1,23 a 69,77±0,42; temperatura média (°C) de 24,64±0,29 a 25,91±0,22; pluviosidade (mm³) de 53,89±27,40 a 303,91±92,99. As pesagens ocorreram ao nascimento e, posteriormente, aos 28, 112, 196 e 364 dias de idade. Utilizou-se o seguinte modelo para a descrição dos dados de pesagem:

$$Y_{ijklmnopqrs} = \mathbf{m} + S_k + A_l + M_m + T_n + P_o + O_p + U + C + H + D + D^2 + R_q(A_l) + F_r + e_{ijklmnopqrs}$$

onde: $Y_{ijklmnopqrs}$ representa o peso observado para o animal i na idade j , $i = 1, \dots, 412$; $j = 0, 28, 112, 196, 364$; \mathbf{m} representa uma constante comum a todas as observações; S_k representa o sexo, $k = 1$ (macho), 2 (fêmea); A_l representa o ano de nascimento do animal, $l = 1984, 1985, 1986, 1987, 1988$; M_m representa o mês de nascimento do animal, $m = 3, 4, 5, 6, 7$; T_n representa o tipo de parto, $n = 1$ (simples), 2 (duplo); P_o representa o tipo de pele, $o = 1$ (simples), 2 (composta); O_p representa a ordem de parto, $p = 1, 2, 3, 4, 5, 6$; U representa o

efeito linear da umidade relativa; C representa o efeito linear da temperatura; H representa o efeito linear da pluviosidade; $R_q(A_l)$ representa o efeito aleatório do reprodutor q dentro de ano l ; F_r representa o efeito aleatório da mãe r ; D representa o efeito linear do fator tempo (dias); D^2 representa o efeito quadrático do fator tempo (dias); $e_{ijklmnopqrs}$ representa o erro aleatório associado a cada uma das observações. As seguintes configurações de matrizes de covariâncias entre as pesagens foram ajustadas: simetria composta (CS), simetria composta heterogênea (CSH), auto-regressiva de ordem um (AR(1)), auto-regressiva heterogênea de ordem um (ARH(1)), auto-regressiva de médias móveis de ordem um (ARMA(1,1)), Toeplitz heterogênea (TOEPH), não estruturada com correlações (UNR) e componente de variância (VC). Os parâmetros foram estimados por máxima verossimilhança restrita, através da PROC MIXED do programa SAS (2000), menos para o modelo VC, no qual foi utilizada a soma de quadrados tipo três. A matriz VC foi estudada para efeito comparativo, pois faz as considerações normalmente assumidas em uma análise pelo PROC GLM do SAS, no qual considera-se um delineamento em parcelas subdivididas. A matriz de melhor ajuste foi escolhida pelo maior valor de ajuste do critério de informação de Akaike (AIC).

Resultados e Discussão

O critério de Mauchly para o teste de esfericidade foi de 0,3119374 ($g.l.=9$, $\chi^2=26,11435$, $P<0,01$), indicando a não esfericidade da matriz, devendo-se testar outras configurações. Entre os critérios de seleção para o melhor modelo misto estão o teste assintótico da razão de verossimilhança, o critério de informação de Akaike (AIC) e o critério bayesiano de Schwarz (BIC). O primeiro, entretanto, só pode ser utilizado para comparar um modelo contra outro, e desde que uma matriz de covariância seja um caso especial da outra (MATSUSHITA, 1994). O AIC pode ser utilizado para comparar modelos com os mesmos efeitos fixos, mas diferentes estruturas de variância, sendo que o modelo com o maior AIC será considerado o melhor. No caso do BIC, o julgamento é o mesmo, mas penaliza modelos com grande número de parâmetros mais que o AIC faz, e os dois critérios podem não concordar (WOLFINGER e CHANG, 1999). Como uma matriz não era um caso especial da outra, não foi permitido a utilização do teste assintótico da razão de verossimilhança. Escolheu-se, então, o melhor modelo pelo maior AIC e BIC, que foi ARH(1). Apesar de ambas as matrizes de covariância estimadas apresentarem proximidade aos valores observados, a ARH(1) ainda foi superior a CSH, sendo o valor predito para o fator ARH(1) de 0,4315, com erro padrão de 0,03242 ($P < 0,01$).

Conclusões

A inclusão e o ajuste de uma matriz de correlações auto-regressiva heterogênea de ordem um mostrou-se boa opção para o estudo do desenvolvimento corporal de caprinos da raça Moxotó, apresentado uma grande proximidade entre os valores estimados e os observados.

Referências Bibliográficas

- HUYNH, H., FELDT, L. S. 1970. Conditions under which mean square ratios in repeated measurements designs have exact F distributions. *J. Am. Stat. Assoc.*, 65(332): 1582-1589.
- MATSUSHITA, R. Y. *Modelos longitudinais mistos com correlação serial nos erros*. Campinas, SP: 1994. 188p. Dissertação (Mestrado Estatística) – Universidade Estadual de Campinas, 1994.

- MAUCHLY, J. W. 1940. Significance test for sphericity of a normal n-variate distribution. *An. Math. Stat.*, 11: 204-209.
- MILLIKEN, G. A., JOHNSON, D. E. 1992. *Analysis of messy data*. v. 1. *Designed experiments*. New York: Chapman & Hall. 473p.
- SAS INSTITUTE INC. 2000. *SAS/SAT User's guide*: Version 6.12. 4. ed., v. 2. Cary, NC.
- WOLFINGER, R., CHANG, M. Comparing the SAS GLM and MIXED procedures for repeated measures, 1999. URL <http://www.sas.com/usergroups>, acesso em 13 de dezembro de 2001.