

ESTIMADORES PARA A REPETIBILIDADE ENVOLVENDO EFEITO MATERNO EM CARACTERES DE BOVINOS DE CORTE.

MARCOS DEON VILELA DE RESENDE¹, ALFREDO RIBEIRO DE FREITAS²

¹Pesquisador - EMBRAPA-CNPJ, Caixa Postal, 319 - CEP: 83411-000 - Colombo-PR.

²Pesquisador - EMBRAPA-CPPSE, Caixa Postal, 339 - CEP: 13560-970 - São Carlos-SP.

RESUMO: Este trabalho apresenta estimadores e faz uma distinção entre os conceitos de repetibilidade maternal e individual envolvendo caracteres com efeito materno. Os resultados mostraram que um dos estimadores amplamente empregado nos trabalhos de melhoramento animal é inadequado. Para um mesmo tamanho de progênie a seleção de fêmeas é sempre realizada com maior confiabilidade pois capitaliza o efeito materno. Para repetibilidades individual e maternal da ordem de 0,40 e 0,25, respectivamente, e herdabilidade total da ordem de 0,25, cinco e quarenta indivíduos por progênie, conduzem a confiabilidades seletivas de altas magnitudes, para a seleção de fêmeas e de machos, respectivamente.

PALAVRAS-CHAVES: componentes de variância, melhoramento animal, seleção, teste de progênie.

REPEATABILITY ESTIMATORS INVOLVING MATERNAL EFFECTS IN BEEF CATTLE

ABSTRACT - This paper presents the concepts and estimators associated to maternal and individual repeatabilities involving traits with maternal effects. The results showed that one of the estimators largely applied to animal breeding is inadequate. For a same progeny size, the selection of females is always more reliable than selection of males, due to utilization of maternal effects. For individual and maternal repeatabilities of 0,40 and 0,25, respectively, and total heritability of 0,25, progeny sizes of 5 and 40 are adequate to provide high reliabilities in selection of females and males, respectively.

KEYWORDS: animal breeding, progeny testing, selection, variance components.

INTRODUÇÃO

Em gado de corte, as características de crescimento apresentam, além do efeito genético direto dos animais, um efeito materno associado. Este efeito materno é estritamente ambiental, mas existem diferenças genéticas entre as mães quanto a este efeito. Assim, este efeito materno deve ser incluído nas estimativas de herdabilidade e repetibilidade, especialmente para as variáveis avaliadas precocemente nos indivíduos tais como peso ao nascer, peso pré-desmama e peso à desmama. Para tais variáveis, as estimativas de repetibilidade são baseadas em estimativas de componentes de variância genética aditiva direta, variância genética aditiva maternal, variância dos efeitos permanentes (efeitos não aditivos e ambientais permanentes) e variância ambiental temporária, os quais, atualmente, são estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML) ou procedimentos Bayesianos aplicados sobre modelos animais, sendo necessário utilizá-los segundo um estimador adequado para o cálculo da repetibilidade. Na literatura, vários estimadores tem sido empregados, gerando resultados muito diferenciados (WRIGHT et al., 1987; MOHIUDDIN, 1993; KHOMBE et al., 1996; PAZ et al., 1997) com amplitude de variação de 0,21 a 0,57. Também tem havido uma confusão de conceitos sendo necessária a distinção entre repetibilidade maternal e repetibilidade individual.

Este trabalho tem como objetivo derivar os estimadores para a repetibilidade com base no modelo genético (WILLHAM, 1963) para efeito materno e discutir as implicações práticas destes estimadores e de estimativas de repetibilidade para as características de crescimento até a desmama em bovinos de corte.

MATERIAL E MÉTODOS

Considerando-se os indivíduos X e Y, filhos das mães W e Z, respectivamente, tem-se a seguinte expressão geral para a covariância genética entre os indivíduos X e Y (WILLHAM, 1963):

PROCI-1998.00072
RES
1998
SP-1998.00072

$$COV_g(X, Y) = 2r_{XY}\sigma_A^2 + \mu_{XY}\sigma_D^2 + 2r_{WZ}\sigma_{AM}^2 + \mu_{WZ}\sigma_{DM}^2 + 2r_{XZ}\sigma_{A,AM} + \text{onde:} \\ + \mu_{XZ}\sigma_{D,DM} + 2r_{WY}\sigma_{A,AM} + \mu_{WY}\sigma_{D,DM}$$

r_{XY} , μ_{XY} = coeficientes de parentesco de Malecot e de dominância entre os indivíduos X e Y, respectivamente.

σ_A^2 , σ_D^2 , σ_{AM}^2 , σ_{DM}^2 = variâncias genéticas aditiva, de dominância, aditiva maternal e de dominância maternal, respectivamente.

$\sigma_{A,AM}$ e $\sigma_{D,DM}$ = covariâncias genéticas entre os efeitos aditivo direto e maternal, e de dominância direto e maternal, respectivamente.

Com base nesta expressão geral tem-se as seguintes covariâncias genéticas entre os parentes:

(a) Covariância entre mãe (X) e filho ou filha (Y), (X=Z);

$$COV_g(M, F) = (1/2)\sigma_A^2 + (1/2)\sigma_{AM}^2 + (5/4)\sigma_{A,AM} + \sigma_{D,DM};$$

(b) Covariância entre pai (X) e filho ou filha (Y); (c) Covariância entre meios irmãos paternos;

$$COV_g(P, F) = (1/2)\sigma_A^2 + (1/4)\sigma_{A,AM}; \quad COV_g(MP) = (1/4)\sigma_A^2;$$

(d) Covariância entre meios irmãos maternos:

$$COV_g(MM) = (1/4)\sigma_A^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{A,AM} + \sigma_{DM}^2;$$

Covariância entre o indivíduo (X) e ele mesmo (variância entre indivíduos), (X = Y e W = Z);

$$COV_g(I, I) = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{DM}^2 + \sigma_{A,AM}.$$

O coeficiente de repetibilidade foi conceituado por LUSH (1937) como correlação fenotípica intraclasse e portanto, no caso de indivíduos refere-se à correlações fenotípicas entre medições repetidas no mesmo indivíduo. Duas medições (F) repetidas no mesmo indivíduo podem ser assim descritas em termos de modelos lineares:

$F = \mu + g + e_p + e_i$, em termos gerais; $F_1 = \mu + g + e_p + e_{i1}$, para a medição 1; $F_2 = \mu + g + e_p + e_{i2}$, para a medição 2, onde:

μ = média geral, fixa; g = efeito genético, aleatório; e_p = efeito de ambiente permanente, aleatório; e_{i1} = efeito de ambiente temporário, aleatório.

A correlação intraclasse ou repetibilidade (ρ) neste caso equívale a:

$$\rho = \frac{COV(F_1, F_2)}{Var(F)} = \frac{COV_g(F_1, F_2) + COV_{e_p}(F_1, F_2)}{Var(F)}, \text{ onde:}$$

$$COV_g(F_1, F_2) = COV_g(I, I) = \sigma_I^2 = \sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{DM}^2 + \sigma_{A,AM}$$

$$COV_{e_p}(F_1, F_2) = \sigma_{e_p}^2 = \text{variância ambiental permanente}; \quad Var(F) = \sigma_F^2 = \text{variância fenotípica.}$$

Tem-se então o estimador para a repetibilidade:

$$\bar{\rho}_1 = \frac{\sigma_A^2 + \sigma_D^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{DM}^2 + \sigma_{A,AM} + \sigma_{e_p}^2}{\sigma_F^2} = \frac{\sigma_A^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{A,AM} + \sigma_{e_p}^2}{\sigma_F^2} \text{ (modelo infinitesimal)} \quad (1)$$

Outro estimador para a repetibilidade pode ser derivado, a nível de matrizes. Considerando a correlação entre observações associadas a uma mesma vaca em diferentes partições, este estimador é:

$$\bar{\rho}_2 = \frac{COV_g(MM) + COV_{e_p}(MM)}{Var(F)} = \frac{(1/4)\sigma_A^2 + \sigma_{AM}^2 + \sigma_{A,AM} + \sigma_{e_p}^2}{\sigma_F^2} \quad (2)$$

O estimador para a herdabilidade no sentido restrito a nível de indivíduos (herdabilidade total) é:

$$h^2 = \frac{COV(g, F)}{Var(F)} = \frac{COV_g(M, F) + COV_g(P, F)}{Var(F)} = \frac{\sigma_A^2 + (1/2)\sigma_{AM}^2 + (3/2)\sigma_{A,AM}}{\sigma_F^2} \quad (3)$$

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Verifica-se que dois estimadores podem ser derivados e estimados, um a nível de indivíduos e outro a nível de matrizes. A repetibilidade a nível de matrizes (expressão 2) tem sido tradicionalmente empregada (HARVEY, 1981; WRIGHT et al., 1987) e tem sido denominada repetibilidade maternal (HARVEY, 1981). Por outro lado, a expressão (1) é a única que pode ser usada para a repetibilidade a nível de indivíduo. A

equação $h^2 + \sigma_{e_p}^2 / \sigma_F^2$, empregada por KHOMBE et al. (1995) e PAZ et al. (1997) é inadequada.

Na prática, a seleção visa o efeito genético total. Neste caso, algumas modalidades de seleção podem ser enunciadas, com seus respectivos estimadores para a herdabilidade e repetibilidade.

(a) Seleção de machos

(a.1) Individual: (a.2) Com base em teste de progênies (N descendentes):

$$h_{(1)}^2 = \frac{(1/2)\sigma_A^2 + (1/4)\sigma_{A,AM}}{\sigma_F^2}; \quad \rho_3 = \frac{(1/4)\sigma_A^2}{\sigma_F^2}; \quad h_{(2)}^2 = \frac{N \rho_3}{[1 + (N-1) \rho_3]}$$

(b) Seleção de fêmeas (matrizes)
(b.1) Individua: (b.2) Com base em teste de progênies (vacas a permanecer no rebanho):

$$h_{(3)}^2 = \frac{(1/2)\sigma_A^2 + (1/2)\sigma_{AM}^2 + (5/4)\sigma_{A,AM}}{\sigma_F^2}; \quad \rho_4 = \frac{N \rho_2}{1 + (N-1) \rho_2}$$

Considerando-se os resultados obtidos por PAZ et al. (1997) para ganho de peso até a desmama, estabeleceu-se a Quadro 1, cujos resultados são genéricos para valores de ρ_2 e ρ_1 da ordem de 0,25 e 0,40, respectivamente, e de h^2 da ordem de 0,25.

Para a seleção de fêmeas, cinco indivíduos por progênie é suficiente para assegurar uma repetibilidade de alta magnitude. Por outro lado para a seleção de machos, cerca de quarenta indivíduos por progênie são necessários para propiciar uma alta herdabilidade na seleção. Ao nível individual, a seleção de fêmeas conduz a uma herdabilidade ligeiramente superior à seleção de machos, pois capitaliza a variância aditiva maternal (Quadro 1).

CONCLUSÕES

O estimador $h^2 + \sigma_{ep}^2 / \sigma_F^2$, (amplamente empregado na literatura) é inadequado para a repetibilidade.

Para um mesmo tamanho de progênie a seleção de fêmeas é sempre realizada com maior confiabilidade de que a seleção de machos, pois capitaliza o efeito maternal.

Para repetibilidades individual e maternal da ordem de 0,40 e 0,25, respectivamente, e herdabilidade total da ordem de 0,25, cinco e quarenta indivíduos por progênie, conduzem a confiabilidades seletivas de altas magnitudes, para a seleção de fêmeas e de machos, respectivamente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. HARVEY, W.R. Use of linear models for estimating genetic parameters. In: Simpósio Internacional de Produção Animal, n.1, p.83-93, Ribeirão Preto, 1983. Sociedade Brasileira de Genética.
2. KHOMBE, C.T.; HAYES, J.F.; CUE, R.I.; WADE, K.M. Estimation of direct additive and maternal additive genetics effects for weaning weight in Mashona cattle of Zimbabwe using an individual animal model. *Animal Science*, v.60, p.41-48, 1995.
3. LUSH, J.L. *Animal breeding plans*. 1ª. ed. Iowa State University Press. 1937. 433p.
4. MOHIUDDIN, G. Estimates of genetic and phenotypic parameters of some performance traits in beef cattle. *Animal Breeding Abstracts*, v.61, n.8, p.495-522, 1993.
5. PAZ, C.C.P.; ALBUQUERQUE, L.G.; FRIES, L.A. Contribuição ao estudo do coeficiente de repetibilidade do ganho de peso médio diário no período do nascimento ao desmame em bovinos da raça nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 34. Juiz de Fora, MG, 1997. *Anais...* Juiz de Fora: SBZ, 1997, p.152-154.
6. WILLHAM, R.L. The covariance between relatives for characters composed of components contributed by related individuals. *Biometrics*, v.19, p.18-27, 1963.
7. WRIGHT, H.B.; POLLAK, E.J.; QUAAS, R.L. Estimation of variance and covariance components to determine heritability and repeatability of weaning weight in American Simmental cattle. *J. Anim. Sci.*, v.65, n.4, p.975-981, 1987.

Quadro 1. Herdabilidades (h^2) e repetibilidade (ρ) para a seleção de machos (reprodutores) e fêmeas.

N	$h_{(1)}^2$	$h_{(2)}^2$	$h_{(3)}^2$	ρ_4
1	0,12	—	0,15	—
5	—	0,24	—	0,63
10	—	0,38	—	0,77
20	—	0,55	—	—
40	—	0,71	—	—

N - número de indivíduos por progênie, exceto N = 1, que refere-se à seleção individual.