



[Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia](#)

Print version ISSN 0102-0935

On-line version ISSN 1678-4162

Arq. Bras. Med. Vet. Zootec. vol.51 no.3 Belo Horizonte June 1999

<http://dx.doi.org/10.1590/S0102-09351999000300016>

Modelos linear e não linear em análises genéticas para sobrevivência de crias de ovinos da raça Santa Inês

(Linear and nonlinear models in genetic analyses of lamb survival in the Santa Inês hair sheep breed)

W.H. Sousa¹, C.S. Pereira², F.L.R. Silva³

¹Pesquisador da EMEPA-PB
Rua Eurípedes Tavares, 210
58013-290 Tambiá - PB

²Professora da UFMG - MG,







³Pesquisador da EMBRAPA - CNPC

Recebido para publicação, após modificação, em 17 de setembro de 1998.



E-mail: wandruck@emepa.org.br

Services on Demand

Article

-  Article in xml format
-  Article references
-  How to cite this article
-  Curriculum ScienTI
-  Automatic translation
-  Send this article by e-mail

Indicators

-  Cited by SciELO
-  Access statistics

Related links

Share

More 

More

 Permalink

RESUMO

Registros de sobrevivência do nascimento ao desmame de 3846 crias de ovinos da raça Santa Inês foram analisados por modelos de reprodutor linear e não linear (modelo de limiar), para estimar componentes de variância e herdabilidade. Os modelos usados para sobrevivência, analisada como característica da cria, incluíram os efeitos fixos de sexo, da combinação tipo de nascimento-criação da cria e da idade da ovelha ao parto, efeito da covariável peso da cria ao nascer e efeitos aleatórios de reprodutor, da classe rebanho-ano-estação e do resíduo. Componentes de variância para o modelo linear foram estimados pelo método da máxima verossimilhança restrita (REML) e para o modelo não linear por uma aproximação da máxima verossimilhança marginal (MML), pelo programa CMMAT2. O coeficiente de herdabilidade (h^2) estimado pelo modelo de limiar foi de 0,29, e pelo modelo linear, 0,14. A correlação de ordem de Spearman entre as capacidades de transmissão dos reprodutores, com base nos dois modelos foi de 0,96. As estimativas de h^2 obtidas indicam a possibilidade de se obter, por seleção, ganho genético para sobrevivência.

Palavras-Chave: Caprino, sobrevivência, herdabilidade, modelo reprodutor, modelo de limiar

ABSTRACT

Records of 3,846 lambs survival from birth to weaning of Santa Inês hair sheep breed, were analyzed by linear and non linear sire models (threshold model) to estimate variance components and heritability (h^2). The models that were used to analyze survival, considered in this study as a lamb trait, included the fixed effects of sex of the lamb, combination of type of birth-rearing of lamb, and age of ewe, birth weight of lamb as covariate, and random effects of sire, herd-year-season and residual. Variance components were obtained using restricted maximum likelihood (REML), in linear model and marginal maximum likelihood in threshold model through CMMAT2 program. Estimate of heritability (h^2) obtained by threshold model was 0.29 and by linear model was 0.14. Rank correlation of Spearman, between sire solutions based on the two models was 0.96. The obtained estimates in this study indicate that it is possible to acquire genetic gain to survival by selection.

Keywords: Sheep, survival, heritability, sire model, threshold model

INTRODUÇÃO

A sobrevivência de crias do nascimento ao desmame é um fator muito importante na avaliação econômica dos sistemas de produção de ovinos. Em países da Europa, a média de sobrevivência de crias varia de 80 a 90% (Kangasniemi, citado por Peterson & Danell, 1985). No Brasil, em raças deslanadas, a taxa de sobrevivência tem variado de 75 a 85% (Figueiredo, 1986; Sousa, 1987). Essa característica é biologicamente complexa, apresentando expressão fenotípica discreta com baixa herdabilidade. Portanto, como resultado, espera-se que a taxa de ganho genético para sobrevivência de crias por seleção seja muito baixa (Smith, 1977).

Fogarty et al. (1985) consideraram sobrevivência de crias como uma característica da mãe. No entanto, Cundiff et al. (1982) argüíram que, talvez, o genótipo da cria contribui mais para sua sobrevivência até o desmame do que o de sua mãe. Assim, sobrevivência seria analisada de forma mais apropriada como uma característica da cria, como nos estudos realizados por Smith (1977) e Dalton et al. (1980). Alguns autores têm chamado a atenção da importância do efeito materno na sobrevivência da cria (Bradford, 1972; Peterson & Danell, 1985), mas são poucos os estudos que têm considerado este efeito (Gama et al., 1991; Matos et al., 1997).

Estimativas de componentes de variância e herdabilidade para sobrevivência têm sido pouco estudadas, principalmente nas raças de ovinos deslanados. Estimativas de herdabilidade para essa característica, em diferentes raças e modelos aplicados, têm variado de 0,03 a 0,55. Peterson & Danell (1985) obtiveram estimativas de herdabilidade para sobrevivência até a desmama variando de 0,04 a 0,19, na escala visível, e de 0,11 a 0,54, na escala normal subjacente. Matos et al. (1997), aplicando procedimentos linear e não linear, com o modelo reprodutor-avô-materno, obtiveram estimativas de herdabilidade que variaram de 0,03 a 0,06 para raça Rambouillet e de 0,09 a 0,17 para a raça Finnsheep, nas escalas visível e normal subjacente, respectivamente.

Geralmente, modelos lineares desenvolvidos para características contínuas têm sido empregados em análise de sobrevivência de crias, ignorando-se a natureza discreta que ela apresenta. Uma aproximação alternativa, considerada em alguns estudos, tem sido a de se estimarem parâmetros genéticos dessa característica na escala observável e, depois, usar a transformação proposta por Dempster & Lerner (1950) para convertê-la para escala subjacente, que é contínua. Gianola & Foulley (1983) propuseram método não linear para análises de variáveis categóricas com base no modelo limiar (Wright, 1934; Dempster & Lerner, 1950). Esse método tem sido considerado, pelo menos teoricamente, mais adequado

para análises de dados categóricos do que os métodos lineares (Thompson, 1979).

O objetivo do presente estudo foi estimar componentes de variância e herdabilidade para sobrevivência da cria até o desmame, de ovinos da raça Santa Inês, considerando a sobrevivência como característica da cria, usando-se modelos linear e não linear (modelo de limiar).

MATERIAL E MÉTODOS

Neste estudo foram utilizados registros de sobrevivência de 3846 crias, progênes de 114 reprodutores, obtidos de três rebanhos experimentais de ovinos da raça Santa Inês, pertencentes às unidades do Sistema Nacional de Pesquisa Agropecuária (SNPA) da Embrapa, situados na região Nordeste do Brasil, no período de 1986 a 1995.

As crias permaneciam em abrigos apropriados nos primeiros dias de vida até adquirirem habilidade para acompanhar as mães ao pasto. As crias recém-nascidas tinham o umbigo cortado e tratado com solução de tintura de iodo a 10%, eram identificadas individualmente pela genealogia, data e tipo de nascimento (simples e duplo), sexo e peso ao nascer e, subseqüentemente, eram pesadas a cada 28 dias. A desmama e a separação por sexo ocorriam por volta dos 112 dias de idade.

A sobrevivência foi codificada como 1 se a cria sobrevivesse até o desmame e como 0, em caso contrário. Taxa de sobrevivência até o desmame e distribuição dos dados por rebanho, idade da mãe, combinação tipo de nascimento-criação e sexo são apresentados na [Tab. 1](#). As classes da combinação tipo de nascimento-criação (TNC) foram: tipo de nascimento simples, criado como simples [1-1], tipo de nascimento duplo, criado como duplo [2-2] e tipo de nascimento duplo criado como simples [2-1]. A classe tipo de nascimento-criação foi estabelecida mediante o seguinte critério: crias nascidas de partos duplos que sobreviveram até 56 dias de idade tinham seu tipo de nascimento mantido. Caso contrário, mudava-se o tipo de nascimento.

Tabela 1. Número de observações (N) por classe de idade da ovelha ao parto, por sexo, pela classe tipo de nascimento-criação e por classe de peso (kg) ao nascer da cria (PN)

Classe da idade da ovelha (anos)	N	Sexo	N	Tipo de nascimento-criação	N	Classe do peso ao nascer da cria	N
≤ 2	918	Macho	1989	1 - 1	2177	PN ≤ 3,0	1123
2 - 3	741	Fêmea	1857	2 - 1	349	3,0 < PN ≤ 3,5	822
3 - 4	686			2 - 2	1320	3,5 < PN ≤ 4,0	1007
4 - 5	578					4,0 < PN ≤ 4,5	548
5 - 6	425					PN > 4,5	346
6 - 7	308						
> 7	190						

Inicialmente, aplicou-se uma análise pelo método dos quadrados mínimos, utilizando-se o procedimento GLM do SAS (1988), para determinar os efeitos fixos e aleatórios que seriam incluídos no modelo final. Com base nessas análises iniciais, observou-se que as fontes de variação que afetavam significativamente a sobrevivência foram: rebanho-ano-estação, sexo, combinação tipo de nascimento-criação, idade da ovelha ao parto e a covariável peso da cria ao nascer. Na [Tab. 2](#), apresenta-se sumário da estatística dos dados e da variável estudada.

Tabela 2. Sumário da estatística dos dados e da variável estudada.

Estatística descritiva	(N)
Número de observações	3846
Número de reprodutores	114
Número de filhos / reprodutor	33,7
Média±desvio padrão para sobrevivência (%)	86,8±34,0
Coefficiente de variação (%)	40,5
Peso médio das crias ao nascer (kg)	3,58±0,77

Os dados foram analisados sob dois enfoques: o primeiro ignorava a natureza discreta da variável e as análises procederam utilizando-se a metodologia de modelos lineares, no caso, equações do modelo misto; o segundo pressupunha que os dados seguiam uma escala contínua hipotética, invocando o conceito de limiar. Neste caso, o procedimento utilizado foi o proposto por Gianola & Foulley (1983).

O modelo linear utilizado foi o modelo de reprodutor, que incluiu os seguintes efeitos fixos e aleatórios:

$$Y_{ijklmnp} = \mu + hys_i + r_j + i_k + s_l + t_m + p_n + e_{ijklmnp},$$

em que:

$Y_{ijklmnp}$ = observação individual;

μ = efeito comum para todas as observações;

hys_i = efeito aleatório de rebanho-ano-estação, $\sim N(0, I \sigma^2_{hys})$;

r_j = efeito aleatório do reprodutor, $\sim N(0, I \sigma^2_r)$;

i_k = efeito fixo da idade da ovelha ao parto;

s_l = efeito fixo do sexo da cria;

t_m = efeito fixo da combinação tipo de nascimento-criação;

p_n = efeito fixo do peso da cria ao nascer;

$e_{ijklmnp}$ = efeito residual aleatório, $\sim N(0, I \sigma^2_e)$,

em que:

σ^2_r é a variância de reprodutor,

σ^2_{hys} é a variância do efeito rebanho-ano-estação, σ^2_e é a variância residual.

Segundo Misztal et al. (1989), um problema peculiar ao modelo de limiar ocorre quando todas as observações de um dado efeito fixo caem em uma categoria extrema. Para superar este problema Harville & Mee (1984) sugeriram tratar este efeito como aleatório, ou eliminar as observações causadoras desses problemas.

Neste trabalho, para não remover aquelas sub-classes de rebanho-ano-estação com problemas nas categorias extremas, optou-se por tratar rebanho-ano-estação como aleatório.

A estrutura dos dados de parentesco não permitiu o estudo do modelo reprodutor-avô materno, que permitiria a inclusão do efeito materno. Assim, só foi estudado o modelo reprodutor.

A representação geral deste modelo na forma matricial é dada por:

$$Y = X\beta + Z_1hys + Z_2r + e$$

em que:

Y é o vetor das observações (sobrevivência), X , Z_1 e Z_2 são matrizes de incidência relacionando os efeitos fixos (idade da ovelha ao parto, sexo da cria, tipo de nascimento-criação, peso da cria ao nascer) e aleatórios (rebanho-ano-estação e reprodutor), respectivamente, às observações.

O modelo não linear utilizado foi o modelo de reprodutor, que incluiu os mesmos efeitos fixos

e aleatórios do modelo linear, utilizando a metodologia proposta por Gianola & Foulley (1983). Esse modelo usa o conceito de limiar (Dempster & Lerner, 1950; Falconer, 1965) que pressupõe estarem as respostas relacionadas a uma variável normal subjacente, usualmente chamada "*liability*" (ℓ) (predisposição) e a um conjunto de limiares fixos que divide a linha real em m intervalos correspondentes às categorias de resposta.

Segundo Gianola & Foulley (1983), pressupõe-se que os dados são organizados numa tabela $s \times m$, onde as " s " linhas representam combinações de variáveis explanatórias e as " m " colunas indicam categorias de resposta.

As entradas nesta tabela n_{jk} são o número de observações na k ésima categoria de resposta ($k = 1, 2, \dots, m$) e na j ésima linha ($j = 1, 2, \dots, s$). Os totais de linhas n_j são considerados fixos.

A predisposição (ℓ) é modelada como:

$$\ell_{jq} = \eta_j + \varepsilon_{jq},$$

em que:

$$j = 1, 2, \dots, s; q = 1, 2, \dots, m \text{ e } \eta_j \text{ e } \varepsilon_{jq} \sim N(0, 1),$$

em que:

η_j é um parâmetro de locação para a j ésima combinação de variáveis explanatórias. Aos parâmetros de locação, η_j é dada uma estrutura linear como, por exemplo, a do modelo animal ou de reprodutor. Assim, o modelo acima pode ser escrito:

$$\ell_{jq} = \eta_j + \varepsilon_{jq} = w_{jq}\theta_t + \varepsilon_{jq},$$

em que:

ℓ_{jq} é uma variável contínua subjacente da k ésima ovelha na j ésima combinação, w_{jq} é um vetor de incidência para a j ésima observação e θ_t contém os mesmos efeitos fixos e aleatório do modelo linear.

Os componentes de variância para o modelo linear foram obtidos pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML), e para o modelo não linear, por uma aproximação da máxima verossimilhança marginal (MML), ambos pelo programa computacional CMMAT2, proposto por Misztal (1989)

Neste programa é empregado um esquema iterativo, sendo o critério de convergência dado pela diferença entre o valor do componente de variância em duas rodadas consecutivas. A convergência foi considerada satisfatória quando esta diferença foi menor do que 10^{-9} .

Os estimadores de herdabilidade para os dois modelos foram obtidos por meio da expressão:

$$h^2 = \frac{4\sigma_r^2}{\sigma_r^2 + \sigma_{hys}^2 + \sigma_e^2},$$

em que:

σ_r^2 = componente de variância para reprodutor; σ_{hys}^2 = componente de variância para o efeito aleatório de rebanho-ano-estação;
 σ_e^2 = variância do erro.

Para o modelo de limiar, a variância do erro foi estabelecida igual à unidade e os componentes de variâncias foram expressos em valores relativos ao componente do erro.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas de componentes de variância e de herdabilidade são apresentadas na [Tab. 3](#).

O componente de variância para reprodutor (σ_s^2), não considerando o efeito da variância residual, explicou 33,3% e 22,3% da variação dos efeitos aleatórios, respectivamente, para os modelos linear e de limiar. Essa comparação seria mais adequada se fosse expressa em termos de variância residual, pois diferentes escalas foram assumidas para os dois modelos, isto é, a variância residual do modelo de limiar foi estabelecida igual à unidade ($\sigma_e^2 = 1$).

Tabela 3. Estimativas de componentes de variância e herdabilidade (h^2) para sobrevivência das crias de acordo com os modelos estudados

Componentes de variância	Modelos	
	Modelo linear (ML)	Modelo de limiar (NL)
σ_r^2	0,0040	0,1109
$\sigma_{hy_s}^2$	0,0080	0,3872
σ_s^2	0,0979	1,000
σ_p^2	0,1099	1,4981
h^2	0,14	0,29

A estimativa de herdabilidade para sobrevivência obtida pelo modelo de limiar foi de 0,29, e pelo modelo linear, de 0,14. Segundo Matos et al. (1997), o modelo de limiar, pelo menos teoricamente, parece mais apropriado para dados discretos, por apreender uma maior porção da variação genética do que é possível com a metodologia linear, e apresenta vantagem sobre a metodologia linear nos programas de melhoramento. Essa vantagem aumenta quando a herdabilidade da característica decresce.

As estimativas de herdabilidade encontradas neste trabalho estão dentro dos limites encontrados na literatura. Gama et al. (1991), utilizando o método da correlação entre meio-irmãos paternos em várias raças, relataram estimativas de herdabilidade para sobrevivência até à desmama, que variaram de 0,05 a 0,35. Peterson & Danell (1985) também obtiveram estimativas de herdabilidade para essa característica, em diferentes raças, que variaram de 0,04 a 0,19 na escala visível, e de 0,11 a 0,54, na escala normal subjacente. Matos et al. (1994), aplicando procedimentos linear e não-linear, com o modelo reprodutor avô materno, obtiveram estimativas de herdabilidade para efeito genético aditivo direto, que variaram de 0,03 a 0,06 para a raça Rambouillet, e de 0,09 a 0,17 para a raça Finnsheep, nas escalas visível e normal, respectivamente. Esses autores também obtiveram estimativas de herdabilidade devido aos efeitos maternos que variaram de 0,03 a 0,04 na raça Rambouillet e de 0,19 a 0,26, na raça Finnsheep, concluindo que estimativas de parâmetros genéticos para sobrevivência do nascimento à desmama deveriam incluir efeitos maternos.

A correlação de ordem de Spearman entre as soluções para os efeitos de reprodutores, com base nos modelos linear e não linear, foi de 0,96, indicando alta correspondência na classificação dos reprodutores, pelas duas metodologias. Este resultado está de acordo com aqueles que utilizaram similar comparações envolvendo análises de dados categóricos em ovinos (Olsen et al., 1994; Matos et al., 1997).

CONCLUSÕES

Pelos resultados obtidos pode-se concluir que: a estimativa de herdabilidade estimada pelo modelo de limiar foi duas vezes maior do que a obtida com o modelo linear; é possível obter por seleção ganho genético para sobrevivência com base nas estimativas obtidas; a classificação dos reprodutores praticamente não apresentou alteração quando se utilizou o modelo de limiar ou o modelo linear.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BRADFORD, G.E. The role of maternal effects in animal breeding: VII. Maternal effects in

- sheep. *J. Anim. Sci.*, v.35, p.1324-1337, 1972. [[Links](#)]
- CUNDIFF, L.V., GREGORY, K.E., KOCH, R.M. Selection for increased survival from birth to weaning. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 2, 1982, Madrid. *Proceedings...*, Madrid, 1982. p.310-337. [[Links](#)]
- DALTON, D.C., KNIGHT, T.W., JOHNSON, D.L. Lamb survival in sheep breeds on New Zealand hill country. *N. Z. J. Agric. Res.*, v.23, p.167-173, 1980. [[Links](#)]
- DEMPSTER, E.R., LERNER, I.M. Heritability of threshold characters. *Genetics*, v.35, p.212-236, 1950. [[Links](#)]
- FALCONER, D.S. The inheritance of liability to certain diseases estimated from the incidence from relatives. *Ann. Hum. Genet.*, v.29, p.51-76, 1965. [[Links](#)]
- FIGUEIREDO, E.A.P. Potential breeding plans developed from observed genetic parameters and simulated genotypes for Morada Nova sheep in Northeast Brazil. Texas: Texas A&M University, College Station, 1986. (Dissertation, Ph.D). [[Links](#)]
- FOGARTY, N.M., DICKERSON, G.E., YOUNG, D.L. Lamb production and its components in pure breeds and composite lines. III. Genetic parameters. *J. Anim. Sci.*, v.60, p.40, 1985. [[Links](#)]
- GAMA, L.T., DICKERSON, G.E., YOUNG, L D. et al. Genetic and phenotypic variation in sources of preweaning lamb mortality. *J. Anim. Sci.*, v.69, p.2744-2753, 1991. [[Links](#)]
- GIANOLA, D., FOULLEY, J.L. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. *Génét. Sél. Evol.*, v.15, p.201-224, 1983. [[Links](#)]
- HARVILLE, D.A., MEE, R.W. A mixed model procedure for analyzing ordered categorical data. *Biometrics*, v.40, p.393-408, 1984. [[Links](#)]
- MATOS, C.A.P., THOMAS, D.L., YOUNG, L.D. et al. Analysis of lamb survival using linear and threshold models with maternal effects. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 5, 1995, Guelph. *Proceedings...*, Guelph, 1994. p.426-429. [[Links](#)]
- MATOS, C.A.P, THOMAS, D.L, GIANOLA, D. et al. Genetic analysis of discrete traits in sheep using linear and nonlinear models. I. Estimation of genetic parameters. *J. Anim. Sci.*, v.75, p.76-87, 1997. [[Links](#)]
- MISZTAL, I. *Programs for analysis of mixed linear and threshold models with support for REML- type variance component estimation and maternal grandsire model. CMMAT2*. Athens: University of Georgia, 1989. [[Links](#)]
- OLSEN, I., PEREZ-ENCISO, M., GIANOLA, G. et al. A comparison of normal and nonnormal mixed models for number of lambs born in Norwegian sheep. *J. Anim. Sci.*, v.72, p.1166-1173, 1994. [[Links](#)]
- PETERSON, C.J., DANELL, Ö. Factors influencing lamb survival in four Swedish sheep breeds. *Acta Agric. Scand.*, v.35, p. 217-232, 1985. [[Links](#)]
- SAS User's guide: statistics. Cary: SAS Institute, 1988. [[Links](#)]
- SMITH, G.M. Factors affecting birth weight, dystocia and preweaning survival in sheep. *J. Anim. Sci.*, v.44, p.745-753, 1977. [[Links](#)]
- SOUSA, W.H. *Genetic and environmental factors affecting growth and reproductive performance of Santa Ines sheep in the semi-arid region of Brazil*. Texas: Texas A&M University, College Station, 1987. (Dissertation, Ms.S) [[Links](#)]
- THOMPSON, R. Sire evaluation. *Biometrics*, v.35, p.339-353, 1979. [[Links](#)]
- WRIGHT, S. An analysis of variability in number of digits in an inbred strain of guinea pigs.

Genetics, v.19, p.506-536, 1934. [[Links](#)]



All the contents of this journal, except where otherwise noted, is licensed under a [Creative Commons Attribution License](#)

Caixa Postal 567
30123-970 Belo Horizonte MG - Brazil
Tel.: (55 31) 3409-2041
Tel.: (55 31) 3409-2042



abmvz.artigo@abmvz.org.br