

Fatores genéticos e de meio no intervalo de partos de caprinos leiteiros¹

Heraldo César Gonçalves², Martinho de Almeida e Silva³, Alcides Amorim Ramos², Cláudio José Borela Espeschi⁴, Francisco Stéfano Wechsler²

RESUMO - Estudou-se o intervalo de partos (IDP) de caprinos leiteiros da região Sudeste do Brasil, com intuito de verificar os fatores de meio e estimar os parâmetros genéticos pelo método dos mínimos quadrados (MMQ) e método da máxima verossimilhança restrita (REML). Os dados analisados foram provenientes de cinco propriedades e três raças (Parda Alpina, Saanen e Toggenburg). A média e o erro-padrão do IDP estimados pelo MMQ foram de $339 \pm 12,70$ dias. A interação ano x estação de parto influenciou o IDP. Em dois dos anos estudados, as cabras paridas no final da estação apresentaram menor intervalo em relação às que pariram fora da estação de parto. Nas três estações de parto observou-se comportamento quadrático do IDP em função dos anos de parto. Para as três estações, o IDP aumentou desde 1986 até meados de 1989, decrescendo em seguida. Os coeficientes de herdabilidade e repetibilidade do IDP estimados pelo MMQ e REML foram de $0,046 \pm 0,071$ e $0,103 \pm 0,043$ e $0,00026$ e $0,08411$, respectivamente. Estas estimativas indicam que pequeno progresso genético pode ser esperado pela seleção dessa característica.

Palavras-chave: caprinos, herdabilidade, intervalo de partos, repetibilidade

Effects of Genetic and Environmental Factors on the Kidding Interval of Dairy Goats

ABSTRACT - The kidding intervals (IDP) of dairy goats raised in Southeastern Brazil were studied to quantify the influence of environmental factors and to estimate genetic parameters by means of least squares (MMQ) and restricted maximum likelihood (REML). The data analyzed were obtained from five farms and three breeds (Alpine, Saanen, and Toggenburg). The overall mean and standard error of IDP, as estimated by MMQ, were 339 ± 12.70 days. The interaction of year x season of parturition influenced IDP. In two of the years studied, goats kidding at the end of the kidding season showed a shorter IDP when compared to those that were kidding after the end of the season. A quadratic trend of IDP over years was observed across the three kidding periods. For the three seasons, IDP increased from 1986 until mid-1989 and decreased thereafter. The heritability and repeatability of IDP, as estimated by MMQ and REML, were: 0.046 ± 0.071 and 0.103 ± 0.043 , and 0.00026 and 0.08411 , respectively. These estimates indicate that little genetic gain can be expected from selection for this trait.

Key Words: goat, heritability, kidding interval, repeatability

Introdução

O intervalo de partos (IDP) é definido como o período compreendido entre duas partições, sendo composto pelo período de serviço e período de gestação. Esta característica é uma das mais importantes para se avaliar a eficiência reprodutiva de um rebanho.

Nos caprinos, em virtude do curto período de gestação (em torno de 150 dias) em relação aos outros ruminantes explorados para a produção de leite, é possível serem obtidos três partos em dois anos, porém, essa meta é difícil de ser atingida com raças especializadas para a produção de leite, em virtude da estacionalidade do ciclo estral. Dessa forma, o intervalo de partos dos caprinos especializados

aproxima-se em muito dos bovinos, sendo aproximadamente de 365 dias.

Para os caprinos nativos de regiões tropicais, nas quais o efeito da sazonalidade é reduzido e a produção de leite é pequena, observam-se intervalos de partos mais curtos do que 365 dias.

Uma revisão de GARCÍA e GALL (1981) do intervalo de partos de raças nativas e exóticas em condições tropicais é apresentada na Tabela 1.

As influências do ano e da duração da lactação no primeiro intervalo de partos da raça Beetal foram relatadas por SINGH et al. (1970). O intervalo médio foi de 385,31 dia e a regressão do intervalo de partos em função da duração da lactação revelou aumento de 0,4 dia por dia de lactação. Outros pesquisadores também observaram influência significativa do ano

¹Parte da Tese apresentada à UFV pelo primeiro autor, para obtenção do título de "Doctor Scientiae".

²Professor da FMVZ - UNESP, Campus de Botucatu.

³ Professor da UENF - Campos dos Goytacazes, RJ.

⁴Professor do DZO/UFV.

de parto sobre o intervalo de partos, dentre eles MONTALDO et al. (1981), WILSON e LIGHT (1986) e WILSON e MURAYI (1988).

O intervalo de partos pode sofrer influência da estação de parto. WILSON e LIGHT (1986), em Mali, mostraram que as cabras de pernas longas do Oeste da África apresentavam maior intervalo de partos na estação posterior à das chuvas, seguida da estação fria, e o menor, nas estações quente e chuvosa.

A raça é outro fator que pode influenciar o intervalo de partos. GILL e DEV (1972), na Índia, relataram valores de 349,58 e 335,00 dias para a Parda Alpina e Anglo Nubiana, respectivamente. No México, MONTALDO et al. (1981) observaram efeito significativo de grupo racial, sendo que as F1, provenientes do cruzamento da crioula com raças especializadas (Parda Alpina, Granadina, Anglo Nubiana, Saanen e Toggenburg) e que possuíam de 1/2 a 3/4 de sangue da especializada, apresentavam maior intervalo de partos que as R1 (3/4 a 7/8 da raça especializada), que, por sua vez, foram maiores que o das R2 (mais que 7/8 da raça especializada).

Por outro lado, KANAUIA et al. (1987), na Índia, não observaram efeito de grupo racial no primeiro intervalo de parto das raças Beetal, Black Bengal e no cruzamento delas, sendo a média de 346 dias.

A ordem do parto é outro fator que pode influenciar o intervalo de partos, sendo o primeiro geralmente maior, pelo fato de o animal ainda estar em crescimento. A influência da ordem do parto no intervalo de partos foi observada também por MONTALDO et al. (1981). O primeiro intervalo de partos foi maior que o segundo e este maior que o terceiro em razão do animal ainda estar em crescimento nos primeiros dois intervalos.

O objetivo do presente trabalho foi avaliar os fatores de meio que influenciam o IDP e estimar os parâmetros genéticos por meio de dois métodos de análise (MMQ e REML) de caprinos no Brasil.

Material e Métodos

Utilizaram-se 735 observações de 363 cabras filhas de 53 bodes de três raças (1-Parda Alpina, 2-Saanen e 3-Toggenburg) e cinco fazendas, nos anos de 1986 a 1991, sendo que os reprodutores utilizados tinham pelo menos duas filhas. Foram eliminados os IDP maiores do que 1000 dias. Os intervalos analisados tiveram duração entre 177 e 992 e média de 369,32 dias.

A análise dos efeitos identificados, que poderiam contribuir para a variação do IDP e o cálculo da herdabilidade, foi realizado pelo método dos quadra-

dos mínimos para números desiguais de informações nas subclasses - LSMLMW (Mixed Model Least-Squares and Maximum Likelihood Computer Program), segundo HARVEY (1990), utilizando-se o Modelo I:

$$Y_{ijklm} = \mu + P_i + B_j + A_k + E_l + (AE)_{kl} + b_1(I_{ijklm} - \bar{I}) + b_2(I_{ijklm} - \bar{I})^2 + e_{ijklm}$$

em que

Y_{ijklm} = IDP avaliado no parto m , iniciada na estação l do ano;

k da cabra filha do reprodutor j e da fazenda-raça i ;

μ = constante inerente aos dados;

P_i = efeito da fazenda-raça i , ($i = 1, 2, \dots, 11$);

B_j = efeito do reprodutor j , dentro de fazenda-raça i ($j = 1, 2, \dots, 53$), suposto aleatório, em que $B_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_B^2)$;

A_k = efeito de ano de parto que se iniciou o intervalo k ($k = 1986, 1987, 1988, 1989, 1990$ e 1991);

E_l = efeito da estação de parto que se iniciou o intervalo l , sendo $l = 1$ fora da estação (dez. - jun.), 2 início da estação (jul. - ago.) e 3 final da estação de parto (set.-nov.);

$(AE)_{kl}$ = efeito da interação de ano de parto k e estação de parto l ;

b_1 e b_2 = coeficientes de regressão linear e quadrático do IDP em função da idade da cabra ao parto;

I_{ijklm} = idade da cabra ao parto, em meses, no parto m , iniciada na estação l do ano k , da cabra filha do reprodutor j e da fazenda-raça i ;

\bar{I} = média de idade das cabras ao parto; e

e_{ijklm} = erro associado à informação $Y_{ijklm} \sim \text{NID}(0, \sigma_w^2)$.

As estimativas de herdabilidade foram obtidas pela correlação intraclasses entre meio-irmãs paternas (SILVA, 1980).

Para a estimativa de repetibilidade, analisaram-se 712 observações de 256 cabras que tinham pelo menos duas observações. Com isso, os dados amostrais ficaram restritos a quatro fazendas e seis anos (1986 a 1991).

Os intervalos analisados tiveram duração entre 184 e 907 dias, com média de 362,62 dias.

Dessa forma, os arquivos de dados utilizados para os cálculos da herdabilidade e repetibilidade não foram os mesmos.

A análise foi realizada pelo modelo I, com a substituição do termo B_{ij} por C_{ij} , em que

Y_{ijklm} = IDP avaliado na lactação m , iniciada na estação l do ano k , da cabra j , dentro da classe fazenda-raça i ;

C_{ij} = efeito da cabra j dentro da fazenda-raça i ,

R. Bras. Zootec.

C_{ij} = efeito da cabra j dentro da fazenda-raça i , sendo $i = 1, 2, 3, \dots, 9$, suposto aleatório, em que $C_{ij} \sim \text{NID}(0, \sigma_c^2)$.

Todos os outros efeitos dos modelos, exceto B_{ij} e e_{ijklm} , são fixos.

Os erros-padrão das estimativas de herdabilidade e repetibilidade foram calculados de acordo com SWIGER et al. (1964). Os componentes de variância foram também estimados utilizando-se a metodologia BLUP (Melhor Predição Linear Não-viesada).

De posse dos componentes de variância estimados pelo método dos quadrados mínimos para números desiguais nas subclasses (HARVEY, 1990), utilizou-se o programa Multiple Trait Derivative-Free Restricted Maximum Likelihood (MTDFREML), desenvolvido por BOLDMAN et al. (1993), que adotam o procedimento livre de derivada. No programa é utilizado o modelo animal e pode ser empregado para modelos uni ou multivariados, com ou sem medidas repetidas por animal, permitindo também obter a solução dos efeitos fixos e a predição dos valores genéticos dos animais.

O critério de convergência adotado foi 10^{-6} ; após o estabelecimento desse, para se evitar a ocorrência de máximo local, foram realizados novos processamentos, tendo sido considerado o final do processo quando o resultado de dois reprocessamentos não mais se alterava.

Para o cálculo dos componentes de variância e covariância, estimação dos efeitos fixos e predição do valor genético dos animais foi utilizado o modelo II:

$$Y_{ijklmn} = \mu + A_i + E_j + F_k + R_l + b_1(I_{ijklmn} - \bar{I}) + b_2(I_{ijklmn} - \bar{I})^2 + g_{ijklm} + ep_{ijklm} + e_{ijklmn}$$

em que

Y_{ijklmn} = IDP observado no parto n , da cabra m , da raça l , na fazenda k , iniciada na estação j e no ano i ;

μ = constante inerente a todas as observações;

A_i = efeito do ano i , tomado como fixo;

E_j = efeito de estação j , tomado como fixo;

F_k = efeito de fazenda k , tomado como fixo;

R_l = efeito de raça l , tomado como fixo;

b_1 e b_2 = coeficientes de regressão linear e quadrático de Y_{ijklmn} em relação à idade no início da lactação;

I_{ijklmn} = idade da cabra m , na observação n , da raça l , da fazenda k , estação j e do ano i ;

\bar{I} = média de idade das cabras ao parto;

g_{ijklm} = valor genético do animal m , tomado como aleatório, da raça l , fazenda k , estação j e do ano i ;

ep_{ijklm} = efeito de ambiente permanente do animal m , tomado como aleatório, da raça l , fazenda k , estação j e do ano i ; e

e_{ijklmn} = erro aleatório associado a cada observa-

ção, suposto normal e independente.

Na forma matricial o conjunto de observações de características repetidas medidas nos animais pode ser representado como:

$$y = X\beta + Zg + Wp + e,$$

em que

y = vetor de observações de características medidas nos indivíduos;

X = matriz de incidência dos efeitos fixos conhecida;

β = vetor de efeitos fixos desconhecidos;

Z = matriz de incidência dos valores genéticos aleatórios conhecida;

g = vetor de valores genéticos;

W = matriz de incidência dos efeitos de ambiente permanente conhecida,

sendo $Z = [0 \ W]$;

p = vetor de efeito de ambiente permanente; e

e = vetor de ambiente temporário.

Assume-se que:

$$\begin{bmatrix} y \\ g \\ p \\ e \end{bmatrix} \sim \text{NJV} \left[\begin{bmatrix} x\beta \\ \phi \\ \phi \\ \phi \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} ZAZ'\sigma_g^2 + WW'\sigma_{ep}^2 + I\sigma_e^2 & Z\lambda\sigma_g^2 & W\sigma_{ep}^2 & I\sigma_e^2 \\ AZ'\sigma_g^2 & A\sigma_g^2 & 0 & 0 \\ W\sigma_{ep}^2 & 0 & I_p\sigma_{ep}^2 & 0 \\ I\sigma_e^2 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 \end{bmatrix} \right]$$

em que

A = matriz que indica o grau de parentesco entre os indivíduos de ordem s ;

Z = matriz de incidência dos valores genéticos de ordem $n \times s$;

W = matriz de incidência dos efeitos permanentes de ambiente de ordem $n \times p$;

I = matriz-identidade de ordem n ;

I_p = matriz-identidade de ordem p ;

σ_g^2 = variância genética aditiva;

σ_{ep}^2 = variância de ambiente permanente; e

σ_e^2 = variância de ambiente temporário;

em que

n = número total de observações;

p = número de indivíduos com observações; e

s = número total de indivíduos da população (com ou sem informação).

A estimação dos efeitos fixos e a predição dos valores genéticos para as características foram obtidas pela solução das Equações de Modelos Mistos (EMM) para o modelo de repetibilidade (QUAAS, 1984) na forma univariada:

$$\begin{bmatrix} \text{XX} & \text{XZ} & \text{XW} \\ \text{ZX} & \text{ZZ} + \alpha_1^{-1} \text{A}^{-1} & \text{ZW} \\ \text{WX} & \text{WZ} & \text{WW} + \alpha_2^{-1} \text{I} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{g} \\ \hat{p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{XY} \\ \text{ZY} \\ \text{WY} \end{bmatrix} \dots (1)$$

em que $\alpha_1 = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_e^2}$ e $\alpha_2 = \frac{\sigma_{ep}^2}{\sigma_e^2}$.

A predição da habilidade real de produção (VG) de um animal é definida como a soma dos valores genéticos preditos \hat{g} e predição dos efeitos de ambiente permanente \hat{p} , ou seja:

$$\text{VG}_i = \hat{g}_i + \hat{p}_i.$$

Caso o efeito de ambiente permanente \hat{p} não seja de interesse, faz-se necessário absorvê-lo das EMM (1).

O sistema de equações (1) com \hat{p} absorvido torna-se:

$$\begin{bmatrix} \text{XR}^{-1}\text{X} & \text{XR}^{-1}\text{Z} \\ \text{ZR}^{-1}\text{X} & \text{ZR}^{-1}\text{Z} + \alpha_1^{-1}\text{A}^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta \\ \hat{g} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \text{XR}^{-1}\text{Y} \\ \text{ZR}^{-1}\text{Y} \end{bmatrix} \dots (2)$$

Utilizando-se a igualdade proposta por HENDERSON et al. (1959), a matriz R_*^{-1} pode também ser escrita como:

$$\begin{aligned} \text{R}_*^{-1} &= (\alpha_2 \text{WW}' + \text{I})^{-1} \\ &= \text{I}^{-1} - \text{I}^{-1}\text{W}(\text{W}'\text{I}^{-1}\text{W} + \alpha_2^{-1}\text{I})^{-1}\text{W}'\text{I}^{-1} \\ &= \text{I} - \text{W}(\text{W}'\text{W} + \alpha_2^{-1}\text{I})^{-1}\text{W}. \end{aligned}$$

A obtenção da solução dos efeitos fixos (β°) e a predição dos efeitos aleatórios (\hat{g}) pode ser conseguida por absorção ou pela obtenção da matriz inversa por partição. Qualquer um dos métodos leva aos resultados:

$$\beta^\circ = \{ \text{X}[\text{R}_*^{-1} - \text{R}_*^{-1}\text{Z}(\text{Z}'\text{R}_*^{-1}\text{Z} + \alpha_1^{-1}\text{A}^{-1})^{-1}\text{Z}'\text{R}_*^{-1}\text{X}]^{-1} \text{X}[\text{R}_*^{-1} - \text{R}_*^{-1}\text{Z}(\text{Z}'\text{R}_*^{-1}\text{Z} + \alpha_1^{-1}\text{A}^{-1})^{-1}\text{Z}'\text{R}_*^{-1}\text{Y}] \}$$

$$\hat{g} = (\text{Z}'\text{R}_*^{-1}\text{Z} + \alpha_1^{-1}\text{A}^{-1})^{-1}\text{Z}'\text{R}_*^{-1}(y - \text{X}\beta^\circ).$$

Caso haja interesse no BLUP de p , \hat{p} , substitui-se β° e \hat{g} nas equações de (1) e obtém-se:

$$\hat{p} = (\text{W}'y - \text{W}'\text{X}\beta^\circ - \text{W}'\text{Z}\hat{g}) (\text{W}'\text{W} + \alpha_2^{-1}\text{I})^{-1}.$$

Resultados e Discussão

As estimativas da média de 735 intervalos de parto e do respectivo erro-padrão foram de $339,99 \pm 12,70$ dias, com coeficiente de variação de 32,58%. Este valor é superior ao das raças nativas de países tropicais, como revisado por GARCÍA e GALL (1981) (Tabela 1), cujos dados encontram-se entre 237 e 328

dias, além das observações de SINGH et al. (1970), WILSON e LIGHT (1986) e KANAUIA et al., (1987), tendo o primeiro e o último destes autores estudado o primeiro intervalo.

O coeficiente de variação encontra-se dentro dos limites observados na literatura de 19,99 a 40,43% (SINGH et al., 1970; MONTALDO et al., 1981; WILSON e LIGHT, 1986; KANAUIA et al., 1987).

O resumo da análise de variância dos intervalos de partos encontra-se na Tabela 2.

O valor do IDP observado neste estudo é muito semelhante aos de GILL e DEV (1972) para as raças Parda Alpina e Anglo Nubiana na Índia e estão dentro do intervalo relatado por GARCÍA e GALL (1981) (Tabela 1) para as raças especializadas em países tropicais, cujos valores estendem-se desde 282 a 407 dias.

Valores superiores ao deste estudo foram apresentados por MONTALDO et al. (1981) para raças nativas e mestiços destas com raças especializadas no México, sendo o valor médio de 400,85 dias para as raças Parda Alpina, Granadina, Anglo Nubiana, Saanen e Toggenburg, possivelmente em virtude da maior duração da lactação observada.

A estimativa da média do IDP obtida neste estudo, inferior a 365 dias, indica, em termos reprodutivos, bom desempenho, considerando a condição de estacionalidade que os animais apresentam.

A partir das médias estimadas do IDP, do período de gestação, que é praticamente constante e com duração de 150 dias, e da duração da lactação (DL) estimada por GONÇALVES (1996) no mesmo conjunto de dados, foi possível calcular o período de serviço e o período seco médios para os animais deste estudo (Figura 1).

Verifica-se que, embora o desempenho dos animais em termos de IDP possa ser considerado razoável, ele poderia ser melhorado por meio da redução do período de serviço que foi de 189,99 dias, aumentando com isso o período que as cabras permanecem em gestação e lactação simultaneamente, que foi estimado em 46,2 dias, considerando uma lactação de 236,19 dias e a gestação de 150. A redução do período de serviço para se atingir a máxima eficiência produtiva e reprodutiva (três partos em dois anos) poderia ser conseguida por meio da indução deaios férteis, por processos hormonais, pelo uso de iluminação artificial e pela introdução do bode, uma vez que em condições normais de parição as cabras poderiam estar fora da estação de monta.

TABELA 1 - Intervalo de partos de raças nativas e especializadas em condições tropicais, adaptado de GARCÍA e GALL (1981)

TABLE 1 - Kidding interval of different goat breeds in dry tropical, according to GARCÍA and GALL (1981)

Raça <i>Breed</i>	País <i>Country</i>	Intervalo de partos (Dias) <i>Kidding interval (Days)</i>
<i>Raças nativas (Native breeds)</i>		
Crioula ¹	Venezuela	272,4 ± 87,3
Crioula	Venezuela	281 ± 81,5
Crioula	Guadalupe (<i>Guadeloupe</i>)	237 (202-272)
Barbari	Índia	280
Jamnapari	Índia	340
Malabari	Índia	299
Malabari	Índia	307
Malabari x Jamnapari	Índia	285
Beetal	Sul da Índia (<i>South India</i>)	328 ± 8,5
Beetal	Índia	
		308,9
<i>Raças européias (European breeds)</i>		
Saanen	Venezuela	390,6 ± 77
Toggenburg	Venezuela	407,2 ± 123,3
Alpina Francesa ²	Venezuela	360 ± 102
Alpina Francesa ²	Índia	349,58
Parda Alpina ² <i>Alpine</i>	Índia	382,4
Parda Alpina x Beetal	Índia	357,2
<i>Alpine x Beetal</i>		
Anglo Nubiana ³	Venezuela	385,3 ± 122,3
Anglo Nubiana	Índia	335,0
Anglo Nubiana	Peru	283,2
Anglo Nubiana x Crioula	Venezuela	282,5 ± 58,8
<i>Anglo Nubian x Criollo</i>		
Alpina Francesa	Venezuela	295,7 ± 42,8

¹ Criollo.² French Alpine.³ Anglo-Nubian.

TABELA 2 - Resumo da análise de variância do intervalo de partos

TABLE 2 - Summary of the analysis of variance for kidding interval

Fontes de variação <i>Source of variation</i>	GL <i>DF</i>	Quadrado médio <i>Mean square</i>	NS <i>SL</i>	E (QM) <i>E(MS)</i>
Ano de parto <i>Year of birth</i>	5	176 855,968**	0,0000	
Estação de parto <i>Season of birth</i>	2	64 830,724**	0,0053	
Ano x estação de parto <i>Year x season of birth</i>	10	40 461,595**	0,0003	
Idade da cabra <i>Age of goat</i>				
Linear <i>Linear</i>	1	803,825	0,7981	
Quadrática <i>Quadratic</i>	1	281,689	0,8796	
Fazenda-raça <i>Farm - breed</i>	10	25 178,184	0,0898	
Reprodutor/fazenda - raça <i>Buck/farm-breed</i>	43	13 993,578	0,2533	$\sigma_W^2 + 11,9794 \sigma_B^2$
Resíduo <i>Error</i>	622	12 276,762		σ_W^2
$\hat{\sigma}_B^2 = 143,314$		$\hat{\sigma}_W^2 = 12276,762$		$\hat{h}^2 = 0,046 \pm 0,071$

**(P<0,05).

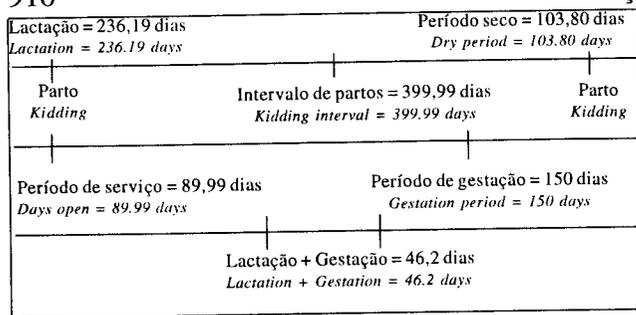


FIGURA 1 - Esquema reprodutivo das cabras, de acordo com os índices obtidos.

FIGURE 1 - Reproductive scheme of goats according to the indices obtained.

A interação ano x estação de parto influenciou significativamente ($P < 0,01$) a duração dos intervalos de partos, sendo responsável por 4,08% da variação total. Nos anos de 1989 e 1991 a estação 1 foi maior que a 3, e estas não diferiram da 2, comportamento este que não foi observado nos outros anos (Tabela 3).

As cabras paridas na estação 3 (Set.-Nov.) possivelmente encontravam boas condições de alimentação no período em que as necessidades nutricionais aumentam em virtude da máxima produção de leite, que ocorre no início da lactação. Assim, passado o início da lactação, as cabras em boas condições corporais encontravam-se em plena estação de monta, levando a um menor período de serviço e conseqüente redução no intervalo de partos (Tabela 3).

Resultados de 1989 e 1991 foram semelhantes aos

obtidos por WILSON e LIGHT (1986) na Etiópia para cabras do oeste da África, com os menores intervalos obtidos para os partos iniciados na estação quente e na chuvosa.

Por outro lado, SINGH et al. (1970), MONTALDO et al. (1981) e WILSON e MURAYI (1988) não observaram influência da estação de parto sobre o intervalo de partos.

Na Figura 2 está representada a evolução do IDP, em função do ano de parto das cabras para cada estação de nascimento, e na Tabela 4 encontram-se os coeficientes de regressão, o ponto de máximo, o ano de ocorrência e o coeficiente de determinação para cada estação.

Nas três estações de parto observou-se comportamento quadrático do IDP em função dos anos de parto. Para as três estações, o IDP aumentou desde 1986 até meados de 1989, decrescendo em seguida.

O efeito do ano de parto sobre o intervalo de parto também foi observado na Índia por SINGH et al. (1970) na raça Beetal, na Etiópia por WILSON e LIGHT (1986) na raça do oeste da África e em Ruanda por WILSON e MURAYI (1988) para as raças anã do leste da África e seus mestiços com Parda Alpina e Anglo-Nubiana.

Resultado relatado por MONTALDO et al. (1981), ressalta aumento do intervalo de partos com o aumento da duração da lactação do ano concorrente.

A fazenda-raça não influenciou o intervalo de

TABELA 3 - Número de observações, médias ajustadas e respectivos erros-padrão do intervalo de partos, segundo interação ano x estação de parto

TABLE 3 - Number of observations, least-square means and standard error for kidding interval, according to year x season of birth

Ano Year	Estação Season		
	1 (Dez.-Jun.) 1 (Dec.-Jun)	2 (Jul. - Ago.) 2 (Jul.-Aug.)	3 (Set. - Nov.) 3 (Sep.-Nov.)
1986	328,95 ± 33,09 a (19)	324,94 ± 26,52 a (37)	242,49 ± 35,58 a (15)
1987	320,09 ± 20,19 a (107)	320,00 ± 25,57 a (30)	299,78 ± 22,63 a (58)
1988	293,90 ± 20,87 a (54)	327,86 ± 22,56 a (41)	348,39 ± 20,39 a (57)
1989	508,04 ± 25,44 a (27)	433,16 ± 19,76 ab (56)	371,95 ± 25,76 b (25)
1990	324,44 ± 47,15 a (7)	353,70 ± 22,60 a (44)	333,29 ± 22,33 a (49)
1991	377,01 ± 26,00 a (39)	319,29 ± 25,21 ab (54)	292,52 ± 36,30 b (16)
Geral General	358,74 ± 16,00 (253)	346,49 ± 13,32 (262)	314,74 ± 14,91 (220)

Dentro de cada ano, médias seguidas de pelo menos uma mesma letra não diferem entre si pelo teste Tukey ($P > 0,01$).
Means within years with different letters differ ($P > .01$) by Tukey test.

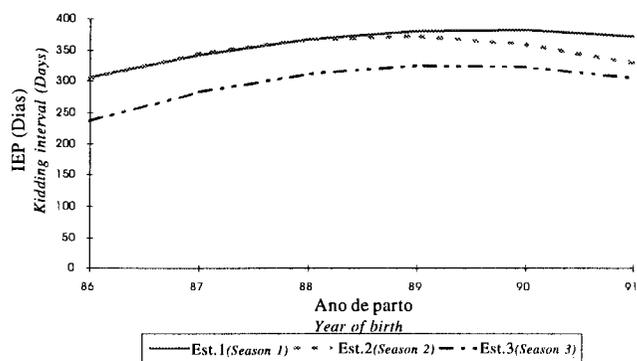


FIGURA 2 - Regressão do intervalo de parto, em função do ano da parto para cada estação.

FIGURE 2 - Regression of the kidding interval, as a function of year of birth, for each season.

partos (Tabela 2). As médias de intervalo de partos, segundo a combinação fazenda-raça, encontram-se na Tabela 5.

Resultados semelhantes aos deste trabalho foram apresentados por KANAUIA et al. (1987), na Índia, e WILSON e MURAYI (1988), em Ruanda, que não observaram influência de raça sobre o intervalo de partos. Contudo, MONTALDO et al. (1981), no México, relataram que as cabras mestiças de Crioula com Anglo Nubiana, Granadina, Parda Alpina, Saanen e Toggenburg, com grau de sangue entre 1/2 a 3/4, apresentaram maiores IDP do que aquelas com grau de sangue entre 3/4 e 7/8 e as de mais de 7/8 de sangue das raças especializadas.

Não foi observado efeito da idade de cabra ao parto ($P > 0,01$) sobre o intervalo de partos (Tabela 2), o que está consonante com os resultados obtidos por SINGH

TABELA 4 - Coeficientes de regressão, ponto de máximo, ano de máxima observação e coeficiente de determinação (r^2) para o intervalo de partos em função do ano de parto para cada estação

TABLE 4 - Regression coefficients, maximum point, year of maximum and determination coefficient (R^2) for kidding interval according to year of birth within season

Estação Season	Coeficientes Coefficients			Ponto de máximo Maximum point	Ano de máx. obs. Year of maxim. observation	R^2
	Constante Constant	Linear Linear	Quadrático Quadratic			
1 (dez.-jun.) 1 (dec.-jun.)	-46 004,50	1034,79	-5,77081	383,72	89,66	0,1435
2 (jul.-ago.) 2 (jul.-ago.)	-69 681,90	1578,06	-8,88684	373,18	88,78	0,3459
3 (set.-nov.) 3 (set.-nov.)	-62 460,00	1405,22	-7,86254	326,43	89,36	0,4489

TABELA 5 - Número de observações, médias ajustadas e respectivos erros-padrão do intervalo de partos, segundo fazenda-raça

TABLE 5 - Number of observations, least squares means, and standard errors of kidding interval, according farm-breed combination

Fazenda Farm	Raça Breed		
	1	2	3
4	307,634 ± 45,828 (7)	323,323 ± 47,114 (7)	-
7	344,559 ± 45,306 (7)	363,566 ± 25,459 (26)	-
8	375,179 ± 15,822 (76)	365,431 ± 11,706 (184)	-
9	-	307,919 ± 52,063 (5)	241,105 ± 39,064 (9)
10	373,142 ± 10,173 (280)	347,023 ± 21,332 (33)	390,195 ± 15,258 (101)
Geral General		339,99 ± 12,70 (735)	

et al. (1970) na Índia para a raça Beetal, WILSON e LIGHT (1986) na Etiópia para a raça de pernas longas do oeste da África e WILSON e MURAYI (1988) em Ruanda para a raça anã do leste da África, que também não observaram efeito da idade nem da ordem do parto no intervalo de partos das cabras.

Em desacordo com estes resultados, MONTALDO et al. (1981) observaram efeito de ordem do parto sobre o intervalo de partos, sendo de 428, 410 e 408 dias para o primeiro, segundo e terceiro intervalo, respectivamente.

Parâmetros genéticos

O coeficiente da herdabilidade do intervalo de partos de $0,046 \pm 0,071$, estimado neste trabalho, apresentou, como em outras espécies, valor baixo, pouco inferior ao único valor encontrado na literatura para cabras de 0,15 (SINGH et al., 1970). Assim, pouco progresso genético poderia ser esperado se esta característica fosse incluída em programas de seleção. Por outro lado, o IDP pode ser facilmente manipulado por meio de processos de indução e sincronização deaios.

A estimativa de repetibilidade do intervalo de partos obtida de 712 observações foi de $0,103 \pm 0,043$, que é intermediário ao relatado por KUMAR et al. (1962), que cita o valor de 0,05 e 0,26 de Amble et al. (1964), citado por RICORDEAU (1981). Com esse valor, pouco se ganha em precisão com o uso de mais de duas medidas repetidas no indivíduo (SILVA, 1980).

As estimativas dos componentes de variância, herdabilidade e repetibilidade estimadas num mesmo conjunto de dados, para as características estudadas de maneira univariada pelo DFREML, foram 0,00026 e 0,08411 respectivamente.

As estimativas de herdabilidade e repetibilidade das características analisadas pelo DFREML mostraram-se com valores inferiores aos obtidos pelo MMQ. Estes resultados são compreensíveis, visto que no MMQ as produções repetidas de um mesmo indivíduo são tomadas como se fossem produções de meio irmãs, fazendo com que haja um incremento no componente de variância de reprodutor, enquanto no DFREML é empregado o modelo animal que toma corretamente as produções repetidas como sendo de um mesmo indivíduo.

Conclusões

Apesar de o IDP estimado de $339,99 \pm 12$ dias indicar boa eficiência reprodutiva, considerando a condição estacional dos caprinos, ela poderia ser melhorada pela redução do IDP, buscando diminuir o período de serviço, estimado em 189,99 dias por meio de técnicas de indução de cio, visando atingir a meta de três partos em dois anos.

Em dois dos anos estudados, o IDP foi maior na estação 1 (Dez. - Jun) que na estação 2 (Set. - Nov.), em virtude das boas condições nutricionais encontradas pós-parto e da proximidade da estação de monta próxima vindoura, para as cabras paridas na estação 3.

Não se observou diferença no IDP para as três raças estudadas nas diversas fazendas de criação. Também não se observou influência da idade da cabra ao parto sobre o IDP.

Em virtude dos baixos valores das estimativas de herdabilidade, avaliados por dois métodos de análise, pouco progresso pode ser esperado por meio da seleção dessa característica.

Devido aos baixos valores das estimativas de repetibilidade, pouco poderia se ganhar em precisão com o uso de mais de duas medidas repetidas no indivíduo.

Referências Bibliográficas

- BOLDMAN, K.G., KRIESE, L.A., VAN VLECK, et al. *A Manual for use of MTDFREML; a set of programs to obtain estimates of variances and covariances [DRAFT]*. Lincoln, Department of Agriculture, Agricultural Research Service, 1993. 120 p.
- GARCÍA, O. & GALL, C. Goats in the dry tropics. In: GALL, C. *Goat production*. New York, Academic Press, 1981. p.515-551.
- GILL, G. S., DEV, D. S. Performance of two exotic breeds of goats under Indian conditions. *Ind. J. Anim. Prod.*, v. 3, n. 4, p. 173-178, 1972.
- GONÇALVES, H. C. *Fatores genéticos e de meio em algumas características produtivas e reprodutivas de caprinos*. Viçosa, MG, 1996. 141 p. Tese (Doutorado em Zootecnia) - Universidade Federal de Viçosa, 1996.
- HARVEY, W. R. *User's guide for LSMLMW and MIXMDL PC - 2 version*. Ohio, State University, 1990. 91 p.
- HENDERSON, C. R., KEMPTHORNE, O., SEARLE, S.R., et al. The estimation of environmental and genetic trends from records subject to culling. *Biometrics*, v.15, n. 2, p. 192-218, 1959.
- KANAUJIA, A.S., PANDER, B.L., VINAYAK, A.K. Reproductive traits of beetal and black bengal does and their reciprocal crosses. *Ind. J. Anim. Sci.*, v. 57, n. 7, p. 768-770, 1987.

R. Bras. Zootec.

- KUMAR, S., SINGH, G., KUMAR, A.N. Repeatability estimates of some economic characters in the Beetal goat. *Ind. J. Dairy Sci.*, v. 15, n. 3, p. 101-104, 1962.
- MONTALDO, H., TAPIA, G., JUÁREZ, A. Algunos factores geneticos y ambientales que influyen sobre la produccion de leche y el intervalo entre partos en cabras. *Tec. Pecu. Mex.*, n.41, p. 32-44, 1981.
- QUAAS, R. L. Linear prediction. In: QUAAS, R.L., ANDERSON, R.D., GILMOUR, A.R., eds. *Use of mixed models for prediction and for estimation of (co)variance components*. s.l., University of New England, AGBU, 1984. p. 1-76. (BLUP School Handbook).
- RICORDEAU, G. Genetics: breeding plans. In: GALL, C. *Goat production*. New York: Academic Press, 1981. p. 111-169.
- SILVA, M. A. *Melhoramento animal, métodos de estimação de componentes genéticos*. Viçosa, MG, UFV, 1980. 49 p.
- SINGH, R.N., ACHARYA, R.M., BISWAS, D.K. Evaluation of genetic and non-genetic factors affecting some economic traits in goats. *Acta Agric. Scand.*, v. 20, n. 1, p. 10-14, 1970.
- SWIGER, L. A., HARVEY, W. R., EVERSON, D. O., et al. The variance of intra-class correlation involving groups with one observation. *Biometrics*, v. 20, n. 4, p. 818-826, 1964.
- WILSON, R.T., LIGHT, D. Livestock production in central Mali, economic characters and productivity indices for traditionally managed goats and sheep. *J. Anim. Sci.*, v. 62, n. 3, p. 567-575, 1986.
- WILSON, R.T., MURAYI, T. Productivity of the small east African goat and its crosses with the Anglo-Nubian and the Alpine in Ruanda. *Trop. Anim. Health Prod.*, v. 20, n. 4, p. 219-228, 1988.

Recebido em: 14/10/96

Aceito em: 20/01/97