

FERTILIDADE DE UM REBANHO CANCHIM CRIADO EM REGIME EXCLUSIVO DE PASTO

Maurício Mello de Alencar*

Pedro Franklin Barbosa*

1. INTRODUÇÃO

Um sistema lucrativo de produção de carne bovina está na dependência de, entre outros fatores, que cada vaca do rebanho produza um bezerro bem desenvolvido todos os anos. A fertilidade pode então ser considerada como uma das características de mais alto valor econômico em bovinos.

Em geral, as características de fertilidade têm baixa heritabilidade (DAVENPORT *et alii*, 1965; DEARBORN *et alii*, 1973, FRANKE *et alii*, 1973; OLIVEIRA FILHO *et alii*, (1979). Entretanto, DEESE & KOGER (1967) e MILAGRES *et alii* (1979) estimaram heritabilidades para taxa de parição que sugerem a possibilidade de obtenção de progresso genético para esta característica por programas de seleção.

O objetivo deste trabalho foi estudar fatores genéticos e não genéticos que influenciam a fertilidade de um rebanho Canchim.

2. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados neste estudo são provenientes do rebanho Canchim da UEPAE de São Carlos - EMBRAPA, localizado no município de São Carlos - SP.

Foram coletados dados de 812 fêmeas, nascidas no período de 1954 a 1977, que participaram de uma ou mais estações de monta ocorridas de 1957 a 1979.

Os animais foram criados em regime exclusivo de pasto recebendo mistura mineral uma vez por semana, em cochos existentes no curral. As pastagens eram constituídas principalmente dos capins pangola (*Digitaria decumbens*), colônia (*Panicum maxi-*

mum), gordura (Melinis minutiflora) e Jaraguá (Hyparrhenia rufa). A partir de 1966 houve uma queda na qualidade das pastagens por causa da invasão de grama batatais (Paspalum notatum). Em 1977 foram iniciadas melhorias nas condições de pastagens, com formação de piquetes de Brachiaria decumbens, Panicum maximum cv. "Makueni" e "Green panic" e Pennisetum purpureum (Napier), e ainda suplementação permanente de minerais em cochos, nos próprios pastos.

Até o ano de 1975 as novilhas entraram em reprodução com aproximadamente 34 meses de idade, enquanto que de 1976 a 1979 a idade média foi de aproximadamente 28 meses. Em geral, as vacas eram colocadas com touros após a desmama dos bezerros, ou seja, 7 a 8 meses após a parição. Este tipo de manejo foi modificado em 1969, quando todas as vacas que pariam, antes do início da estação de monta, eram colocadas em reprodução. Nova mudança ocorreu a partir de 1976 (exceto 1977, quando o manejo anterior foi utilizado, onde todas as vacas eram colocadas com os touros durante a estação de monta, com exceção daquelas prenhes da estação anterior e que iam parir após o término da estação vigente. Durante as estações de monta cada touro era colocado com aproximadamente 30 vacas.

A época de cada estação de monta é apresentada no Quadro 1.

A eliminação de vacas do plantel se deu principalmente por motivos de doença e/ou acidentes; contudo, a partir de 1977 iniciou-se o descarte de vacas de baixa fertilidade.

A característica de fertilidade estudada foi a natalidade de bezerros, sendo que toda vaca com gestação a termo, parindo um bezerro vivo ou morto, foi considerada como fértil para aquela estação de monta e recebeu o código 1. As vacas que abortaram ou não pariram foram consideradas inférteis e receberam o código 0 (zero). Este desempenho reprodutivo foi estudado de dois modos: 1. fertilidade da vaca (0 = falhada, 1 = parida) e 2. índice de fertilidade (número de partições da vaca em relação ao número de estações de monta das quais ela participou).

Na análise dos dados considerou-se a estação de monta e não o ano de acasalamento, pois em alguns anos existiram duas estações de monta (Quadro 1). As quatro primeiras estações de monta foram reunidas em uma só estação devido ao pequeno número de vacas expostas aos touros em cada uma delas. A coincidência da época do ano em cada uma destas estações de monta

QUADRO 1 - Período das estações de monta (EM) utilizadas para o rebanho Canchim da UEPAE de São Carlos

EM N.º	Período da EM (mês/ano-mês/ano)	EM N.º	Período da EM (mês/ano-mês/ano)
1	08/57,58,59,60	13	11/71 - 02/72
	11/57,58,59,60	14	04/72 - 07/72
2	08/61 - 12/61	15	11/72 - 02/73
3	08/62 - 12/62	16	05/73 - 08/73
4	12/63 - 03/64	17	10/73 - 01/74
5	12/64 - 04/65	18	04/74 - 06/74
6	08/65 - 11/65	19	10/74 - 01/75
7	09/66 - 01/67	20	10/75 - 01/76
8	11/67 - 01/68	21	11/76 - 01/77
9	10/68 - 12/68	22	06/77 - 08/77
10	02/69 - 05/69	23	11/77 - 02/78
11	10/70 - 01/71	24	05/78 - 07/78
12	04/71 - 07/71	25	12/78 - 03/79

e o manejo uniforme durante aqueles anos (1957 a 1960) permite esta reunião sem que haja grandes efeitos na análise dos dados.

Foram considerados neste estudo somente dados de vacas cujos pais possuíam no mínimo 4 filhas.

A verificação de diferenças na taxa de natalidade devido à estação de monta foi feita pelo teste de qui-quadrado.

O modelo estatístico para a análise da fertilidade das vacas foi:

$$Y_{ijk} = u + a_i + t_j + b_1 I_{ijk} + b_2 I_{ijk}^2 + b_3 C_{ijk} + e_{ijk}$$

onde Y_{ijk} = fertilidade da vaca k filha do touro j durante a estação i, u = média teórica da população, a_i = efeito fixo da estação de monta i (i = 1,2,...,25), t_j = efeito aleatório do pai da vaca j (j = 1,2,...,68), I_{ijk} = idade da vaca no início da estação de monta (em meses), C_{ijk} = coeficiente de consangüinidade da vaca (%), b_1 , b_2 e b_3 = regressão de Y_{ijk} em

relação a I_{ijk} , I_{ijk}^2 e C_{ijk} , respectivamente, e e_{ijk} = erro aleatório. Não foi considerado no modelo a condição da vaca no início da estação de monta devido ao manejo reprodutivo utilizado até o ano de 1969.

Para a análise do índice de fertilidade o seguinte modelo estatístico foi utilizado:

$$Y_{ijk} = u + a_i + t_j + bC_{ijk} + e_{ijk}$$

onde Y_{ijk} = índice de fertilidade da vaca k filha do touro j nascida no ano i, a_i = efeito do ano de nascimento i da vaca e u, t_j , C_{ijk} , b e e_{ijk} são como no modelo anterior. Esta análise foi feita para 2 diferentes classes de número de estações de monta a que as vacas foram expostas, porque assumiu-se que uma vaca exposta um maior número de vezes teve maiores chances de mostrar seu potencial. O número de animais envolvidos nesta análise é menor que aquele utilizado na análise anterior, por causa da eliminação de touros com menos de 4 filhas dentro de uma classe específica de número de estações de monta.

Os coeficientes de heritabilidade foram estimados pelo método de meio-irmãs paternas. As estimativas de heritabilidade da fertilidade da vaca foram calculadas por dois métodos diferentes. O Método I considera a fertilidade como variável contínua com valores 0 e 1. O Método II ajusta a heritabilidade calculada na escala binomial (Método I) para a escala normal através da fórmula proposta por LUSH et alii (1948) e VAN VLECK (1972):

$$h^2 = h_b^2 \frac{p(1-p)}{z^2}$$

onde h^2 = heritabilidade na escala normal, h_b^2 = heritabilidade na escala binomial, p = frequência de partições e Z = altura da ordenada da distribuição normal no ponto de truncamento.

As estimativas de heritabilidade do índice de fertilidade foram calculadas considerando-se o índice de fertilidade como variável contínua distribuída normalmente, com valores variando de 0 a 1.

Os erros-padrão das heritabilidades foram estimados pelo método descrito por BECKER (1975).

As análises foram feitas através do procedimento GLM contido no Statistical Analysis System User's Guide (BARR et alii, 1979).

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

O número de vacas expostas aos touros e o número de partições por estação de monta são apresentados no Quadro 2. A porcentagem de partições mínima (42,93%) ocorreu na estação de monta 21, enquanto que a máxima (93,38%) ocorreu na estação 7. Verificou-se que houve grande variação na taxa de partições de acordo com a estação de monta, sendo que a taxa para todas as estações em conjunto foi de 60,30%. De acordo com o teste de qui-quadrado ($\chi^2 = 226,19$) esta variação foi significativa ($P \leq 0,001$).

O coeficiente de regressão simples da taxa observada de partições em relação à estação de monta ($-0,96 \pm 0,28$) foi estatisticamente diferente de zero ($P \leq 0,001$), indicando que houve uma redução na taxa de partições com o passar dos anos. Esta redução é mais marcante a partir da estação de monta 11 quando houve a primeira mudança no manejo reprodutivo. A alta porcentagem de partições ocorrida na estação de monta 11 pode ser devida ao longo intervalo ocorrido entre esta estação e a estação anterior à mesma. A taxa de partições decresceu lentamente, até alcançar o nível mais baixo (42,93%) na estação 21, época em que ocorreu a segunda mudança no manejo reprodutivo. A partir desta época houve um aumento na taxa de partições, que pode ser devido à formação de novas pastagens e à eliminação de vacas de baixa fertilidade. Portanto, a redução na taxa de partições indicada pelo coeficiente de regressão pode ser devida à redução na quantidade e qualidade de forragem disponível e ao manejo reprodutivo (idade da novilha à primeira estação de monta e intervalo entre acasalamentos) utilizado nas várias épocas.

A análise de variância da fertilidade das vacas é apresentada no Quadro 3. Todas as fontes de variação incluídas no modelo influenciaram significativamente a fertilidade das vacas; contudo, o modelo estatístico explicou somente 11% ($R^2 = 0,11$) de sua variação total.

Os efeitos da estação de monta sobre a fertilidade estão de acordo com os resultados obtidos por BAYLEY & MOORE (1980)

QUADRO 2 - Número de vacas expostas aos touros, número e porcentagem observada de parições e taxa estimada de parições (TEP) de acordo com a estação de monta (EM)

EM	Vacas Expos- tas	Parições		TEP	EM	Vacas Expos- tas	Parições		TEP
		N.º	%				N.º	%	
1	30	17	56,67	70,93	14	99	56	56,57	51,37
2	34	23	67,65	64,20	15	119	65	54,62	51,01
3	48	38	79,17	73,66	16	85	49	57,65	54,00
4	66	39	59,09	52,32	17	104	59	56,73	54,49
5	72	50	69,44	60,69	18	73	38	52,05	49,96
6	44	29	65,91	57,32	19	141	91	64,54	61,93
7	151	141	93,38	83,23	20	227	130	57,27	56,01
8	59	41	69,49	60,64	21	368	158	42,93	41,61
9	177	134	75,71	67,03	22	176	79	44,89	44,21
10	24	18	75,00	70,82	23	175	89	50,86	48,41
11	110	95	86,36	80,35	24	242	122	50,41	48,43
12	107	75	70,09	64,64	25	244	156	63,93	64,25
13	136	84	61,76	60,55	Total	3111	1876	60,30	59,68

QUADRO 3 - Análise de variância da fertilidade de vacas do rebanho Canchim da UEPAE de São Carlos

Fonte de Variação	Graus de Liberdade	Quadrados Médios
Estação de monta	24	1,0436**
Pai da vaca	67	0,3374**
Idade da vaca		
Reg. linear (B_1)	1	1,8470**
Reg. quadrática (b_2)	1	4,1444**
Consangüinidade da vaca ^a		
Reg. linear (b_3)	1	1,1327*
Resíduo	3016	0,2193

$$b_1 = 0,0033 \pm 0,0011, \quad b_2 = -0,000025 \pm 0,000006, \quad b_3 = 0,0093 \pm 0,0041$$

* P \angle 0,05

** P \angle 0,01

a Média = 1,60%, Min. = 0,00%, Max. = 15,8%

DINKEL et alii (1972), PEACOCK et alii (1971) e PEACOCK & KOGER (1980) que verificaram efeitos significativos do ano de acasalamento sobre a taxa de partições, e aqueles obtidos por FRANKE et alii (1973) e OLIVEIRA FILHO et alii (1979) que verificaram efeitos semelhantes sobre a taxa de concepção de animais Brahman e Canchim, respectivamente. Efeitos do ano de partição sobre a taxa de partição foram verificados por KREHBIEL et alii (1969) e WILLIS & WILSON (1974) em animais Angus e Shorthorn e Brahman e Santa Gertrudis, respectivamente.

DAVENPORT et alii (1965) e OLIVEIRA FILHO et alii (1979) verificaram efeitos significativos do pai da vaca sobre a porcentagem de partições e concepção, concordando com os resulta-

dos obtidos no presente estudo, contrastando, contudo, com aqueles apresentados por DEARBORN et alii (1973). FRANKE et alii (1973) verificaram efeitos significativos do pai da vaca somente para novilhas de primeira exposição ao touro.

O coeficiente de regressão parcial da fertilidade da vaca em relação à sua idade no início da estação de monta (IV) foi significativo ($P \leq 0,01$) sugerindo um aumento de 0,0033 bezerras para cada mês de aumento na idade da vaca. O coeficiente de regressão em relação à (IV)² foi também significativo ($P \leq 0,01$), contudo o efeito foi negativo ($-2,52 \times 10^{-5}$). Estes resultados estão, em geral, de acordo com aqueles apresentados por DAVENPORT et alii (1965), KREHBIEL et alii (1969), OLIVEIRA FILHO et alii (1979), WILLIS & WILSON (1974) e WILTBANK & HARVEY (1963).

O coeficiente de regressão parcial da fertilidade da vaca em relação ao seu coeficiente de consangüinidade foi significativo ($P \leq 0,05$), indicando uma redução de 0,0093 bezerras para cada 1% de aumento na consangüinidade. Coeficientes não significativos que variam de -0,002 a -0,004 e de 0,0001 a 0,0009 foram obtidos por KREHBIEL et alii (1969) e DINKEL et alii (1972), respectivamente. Entretanto, DAVENPORT et alii (1965) e DINKEL et alii (1972) verificaram que animais resultantes de cruzamentos consangüíneos produziam menos bezerras do que animais resultantes de cruzamentos não consangüíneos.

As taxas de partições (TEP) estimadas pelo modelo estatístico são apresentadas no Quadro 2, de acordo com a estação de monta.

As análises de variância do índice de fertilidade são apresentadas no Quadro 4 de acordo com a classe de número de estações de monta das quais as vacas participaram. Os índices de fertilidade médio observados foram de 63,60% e 58,86% para as vacas que participaram de 1 a 3 e mais de 3 estações de monta, respectivamente.

O ano de nascimento da vaca teve efeito significativo somente para as vacas que participaram de no máximo 3 estações de monta. Condições de ambiente tais como clima, nutrição, doenças e manejo sem dúvida devem ter contribuído para estas variações. O efeito do ano de nascimento pode ter se diluído com o tempo não afetando, portanto, a fertilidade das vacas que participaram de mais de 3 estações de monta.

Os efeitos do pai da vaca não foram significativos para

QUADRO 4 - Análises de variância do índice de fertilidade de vacas Canchim da UEPAE de São Carlos, de acordo com a classe do número de estações de monta

Classe ^a	Fonte de Variação	Graus de Liberdade	Quadrados Médios
7 3	Ano de nascimento	19	0,2277*
	Pai da vaca	44	0,1304
	Consang. da vaca		
	Reg. linear (b_1)	1	0,0000
	Resíduo	354	0,1271
	Ano de nascimento	16	0,0401
	Pai da vaca	39	0,0340
	Consang. da vaca		
	Reg. linear (b_2)	1	0,0176
	Resíduo	264	0,0375

a Classes de número de estações de monta a que as vacas foram expostas aos touros; 1 - 3 = vacas que participaram de uma a três estações de monta; 7 3 = vacas que participaram de mais de três estações de monta.

* $P \leq 0,05$

$$b_1 = -0,00008 \pm 0,00889, \quad b_2 = -0,00366 \pm 0,00534$$

nenhuma das duas classes de número de estações de monta, contrastando portanto, com os resultados verificados para a fertilidade das vacas. O ano de nascimento da vaca, parcialmente confundido com o pai da vaca, pode ter retirado parte da variação atribuída a este, tornando os seus efeitos não significativos.

O coeficiente de consangüinidade da vaca também não apresentou efeitos significativos sobre o índice de fertilidade. DAVENPORT *et alii* (1965) verificaram efeitos significativos da consangüinidade sobre a fertilidade quando todas as idades das

vacas foram estudadas. Contudo, após a remoção dos dados das vacas de dois anos de idade, os efeitos tornaram-se não significativos, sugerindo que os efeitos de consangüinidade são mais pronunciados em animais mais jovens. No presente trabalho a utilização do índice de fertilidade, que nada mais é do que uma média da produção de cada animal, pode ter diluído os efeitos da consangüinidade.

As estimativas de heritabilidade da fertilidade e do índice de fertilidade são apresentadas no Quadro 5. O valor obtido para a fertilidade das vacas, estimado pelo Método I (h_b^2) foi de $0,050 \pm 0,025$. A correção para a escala normal (Método II) resultou em uma heritabilidade (h^2) de $0,080 \pm 0,040$. As estimativas obtidas para o índice de fertilidade foram de $0,012 - 0,115$ e $-0,54 \pm 0,138$ para as duas classes de número de estações de monta, respectivamente. Estas estimativas são baixas indicando que a fertilidade do rebanho estudado não deve responder grandemente à seleção. O manejo reprodutivo utilizado até o ano de 1975 pode ter reduzido a variação genética do rebanho, vez que as novilhas entraram em reprodução aproximadamente aos 34 meses de idade e as vacas em geral eram colocadas com os touros após a desmama dos bezerros. Aqueles animais mais precoces, caso existissem, poderiam ter sido prejudicados pois a época de acasalamento ou de concepção era controlada pelo homem e não pelo potencial genético do animal.

Resultados semelhantes a estes foram encontrados por DAVENPORT et alii (1965) que estimaram valores de $0,15 \pm 0,09$ e $0,14 \pm 0,12$ para vacas de linhagens consangüíneas e não consangüíneas, respectivamente. DEARBORN et alii (1973), estudando a taxa de prenhes em novilhas de corte, estimaram um valor de heritabilidade (h_b^2) de $0,09 \pm 0,14$, enquanto que FRANKE et alii (1973) obtiveram valores (h^2) iguais a $0,25 \pm 0,017$ e $0,08 \pm 0,14$ para novilhas de primeira exposição aos touros e vacas de primeira cria da raça Brahman, respectivamente. OLIVEIRA FILHO et alii (1979), trabalhando com o mesmo rebanho Canchim utilizado no presente estudo, estimaram valores para a taxa de concepção iguais a $0,10 \pm 0,09$ (h_b^2) e $0,17 \pm 0,15$ (h^2).

DEESER & KOGER (1967) e MILAGRES et alii (1979), contudo, obtiveram resultados que sugerem a possibilidade de obtenção de razoável progresso genético na fertilidade pela seleção. Os primeiros autores estudando a taxa de partições de animais

QUADRO 5 - Estimativas de heritabilidade da fertilidade e do índice de fertilidade de vacas Canchim da UEPAE de São Carlos

Característica	Método ou Classe	Heritabilidade
Fertilidade ^b	I	0,050 ± 0,025
	II ^a	0,080 ± 0,040
Índice de Fertilidade	1 - 3	0,012 ±
	7 3	-0,054 ±

$$a_p = 0,6030, \quad Z = 0,3857$$

^b Baseada no desempenho individual em cada estação de monta.

Brahman e Brahman x Shorthorn, estimaram coeficientes de heritabilidade de $0,39 \pm 0,15$ e $0,38 \pm 0,11$ baseados nas correlações entre meio-irmãs e na regressão filha-mãe, respectivamente. Os últimos autores estimaram os seguintes valores para a taxa de partições de novilhas Hereford de dois anos de idade; $0,01 \pm 0,02$ (h_b^2) e $0,02 \pm 0,04$ (h^2). Contudo, quando as novilhas que falharam aos dois e aos três anos foram eliminadas, as heritabilidades estimadas foram de $0,21 \pm 0,13$ (h_b^2) e $0,45 \pm 0,19$ (h^2).

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Foi estudada a fertilidade de 812 vacas do rebanho Canchim da UEPAE de São Carlos. A taxa de partições média do rebanho para as 25 estações de monta estudadas foi de aproximadamente 60%.

O coeficiente de regressão simples da taxa de parições em relação à estação de monta ($-0,96 \pm 0,28$) foi significativo ($P \leq 0,001$), indicando que houve uma redução na taxa de parições com o passar dos anos.

Análises de variância foram utilizadas para avaliar possíveis fatores que influenciam o desempenho reprodutivo das vacas. Este desempenho foi estudado de duas maneiras: 1. Fertilidade da vaca (vaca parida recebeu o código 1 e vaca falhada ou que abortou recebeu o código 0) e 2. Índice de fertilidade da vaca (número de parições em relação ao número de estações de monta das quais a vaca participou). A análise do índice de fertilidade foi feita para duas classes de número de estações de monta: 1 a 3 e maior que 3 estações de monta.

De acordo com a análise de variância da fertilidade das vacas, a estação de monta, o pai da vaca e a idade da vaca (regressão linear e quadrática) foram significantes ao nível de $P \leq 0,01$, enquanto que a regressão linear da consangüinidade da vaca teve efeito significativo ao nível de $P \leq 0,05$.

As fontes de variação incluídas no modelo estatístico para a análise do índice de fertilidade foram em geral, não significativas, com exceção do ano de nascimento da vaca para a classe de 1 a 3 estações de monta.

O coeficiente de heritabilidade estimado pelo método de meio-irmãs paternas para fertilidade foi de $0,050 \pm 0,025$. Após correção para a escala normal o coeficiente obtido foi de $0,080 \pm 0,040$. Os coeficientes de heritabilidade estimados para o índice de fertilidade foram de $0,012 \pm 0,115$ e $-0,054 \pm 0,138$ para as duas classes de número de estações de monta, respectivamente.

Os resultados obtidos sugerem que o desempenho reprodutivo dos animais deste rebanho é influenciado mais intensamente por fatores não genéticos e/ou genéticos não aditivos. Práticas de manejo mais adequadas devem resultar em melhoria na fertilidade do rebanho, enquanto que o progresso pela seleção deve ser lento ou praticamente nulo. É importante frisar, contudo, que um manejo mais adequado pode trazer à luz maior variação genética talvez encoberta pelos manejos nutricional e reprodutivo até então utilizados, tornando então a seleção um método viável.

5. SUMMARY

Reproductive performance records of 812 Canchim cows (5/8 Charolais - 3/8 Zebu) were studied. The herd average calving rate for the 25 breeding seasons studied was approximately 60%.

The linear regression coefficient of calving rate on breeding season number (-0.96 ± 0.28) was highly significant ($P \leq .001$) suggesting that calving rate decreased season after season.

Analysis of variance were utilized to evaluate genetic and non genetic influences on cow fertility. Reproductive were coded one and zero respectively, for cows which calved and cows which failed to calve), and 2. Cow fertility rate (number of calves produced related to the number of breeding seasons in which the cow was exposed to the bulls). The analysis of the fertility rate was done for two classes of number of breeding seasons: 1 to 3 and more than 3 breeding seasons.

According to the analysis of variance for cow fertility, breeding season, cow's sire and age of cow (linear and quadratic) were significant at the level of $P \leq .01$, while inbreeding of cow (linear) was significant at the level of $P \leq .005$.

The sources of variation included in the statistical model for the analysis of cow fertility was $.05 \pm 0.025$. After probit transformation in became 0.080 ± 0.040 . The coefficients estimated for cow fertility rate were 0.012 ± 0.115 and -0.054 ± 0.138 respectively, for the two classes of number of breeding seasons.

The results suggest that the reproductive performance of this herd is greatly influenced by non-genetic and/or non-additive genetic factors. Better management practices should result in progress, while changes due to selection should be quite low. It is important to emphasize, however, that changes in management may bring to light a greater genetic variation that could have been hidden by the nutritional and reproductive managements so far utilized, making selection an effective method.

6. LITERATURA CITADA

1. BAILEY, C.M. & MOORE, J.D. Reproductive performance and birth characters of divergent breeds and crosses of beef cattle. J. Anim. Sci., 50(4):645-652, 1980.
2. BARR, A.J.; GODNIGHT, J.H.; SALL, J.P.; BLAIR, W.H. & CHILKO, D.M. Statistical Analysis System User's Guide. SAS Institute Inc., Raleigh, North Carolina, 1979. 10
3. BECKER, W.A. Manual of Quantitative Genetics. Washington State University Press, Washington State University at Pullman, 1975. 10
4. DAVENPORT, R.L.; STONAKER, H.H.; RIDDLE, K. & SUTHERLAND, T.M. Heritability of reproductive performance in inbred and linecross beef cows. J. Anim. Sci., 24(2):434-437, 1965.
5. DEARBORN, D.D.; KOCH, R.M.; CUNDIFF, L.V.; GREGORY, K.E. & DICKERSON, G. E. An analysis of reproductive traits in beef cattle. J. Anim. Sci., 36(6):1032-1040, 1973.
6. DEESE, R. E. & KOGER, M. Heritability of fertility in Brahman and crossbred cattle. J. Anim. Sci., 26:984-987, 1967.
7. DINKEL, C.A.; ANDERSON, L.M.; PACKER, W.R. & TREVILLYAN, W.R. Effects of inbreeding on fertility and livability in beef cattle. J. Anim. Sci., 35(4):725-729, 1972.
8. FRANKE, D. E.; KOGER, M. & CRUZ, V. Reproduction in Brahman cattle. J. Anim. Sci., 36(1):198, 1973.
9. KREHBIEL, E.V.; CARTER, R.C.; BOVARD, K.P.; GAINES, J.A. & PRIODE, B.M. Effects of inbreeding and environment on fertility of beef cattle matings. J. Anim. Sci., 29:528-533, 1969.
10. LUSH, J.L.; LAMOREUX, W.F. & HAZEL, L.N. The heritability of resistance to death in the fowl. Poultry Sci., 27(4):375-388, 1948.

11. MILAGRES, J.C.; DILLARD, E.U. & ROBISON, O.W. Heritability estimates for some measures of reproduction in Hereford heifers. J. Anim. Sci., 49(3):668-674, 1979.
12. OLIVEIRA FILHO, E.B.; DUARTE, F.A.M. & KOGER, M. Genetic effects on reproduction in Canchim cattle. Rev. Brasil. Genet., 2(4):281-293, 1979.
13. PEACOCK, F.M. & KOGER, M. Reproductive performance of Angus, Brahman, charolais and crossbred dams. J. Anim. Sci., 50(4):689-693, 1980.
14. PEACOCK, F. M.; KOGER, M.; KIRK, W. G.; HODGES, E. M. & WARNICK, A.C. Reproduction in Brahman, Shorthorn and crossbred cows on different pasture programs. J. Anim. Sci., 33(2):458-465, 1971.
15. VAN VEECK, L.D. Estimation of heritability of threshold characters. J. Dairy Sci., 55(2):218-225, 1972.
16. WILLIS, M. B. & WILSON, A. Comparative reproductive performance of Brahman and Santa Gertrudis cattle in a hot humid environment. Anim. Prod., 18:35-42, 1974.
17. WILTBANK, J.N. & HARVEY, W.R. Reproductive performance of beef cows in Louisiana. J. Anim. Sci., 22:823-824, 1963.