

ENDOGAMIA E REPRODUÇÃO DE BOVINOS MANTIQUEIRA DA ESTAÇÃO EXPERIMENTAL DE ZOOTECNIA DE PINDAMONHANGABA ⁽¹⁾

(Inbreeding and reproduction in the Mantiqueira cattle of the Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba)

GUILHERME PAES GUARAGNA ⁽²⁾, VERA LÚCIA CARDOSO ⁽³⁾, RAYSILDO BARBOSA LÔBO ⁽⁴⁾ e MARIA INÊS DE AQUINO BARBOSA ⁽⁵⁾

RESUMO: Dados de trinta anos, desde a formação do rebanho mantiqueira, em 1952, foram estudados para avaliar o efeito da endogamia nas características de reprodução: idade ao primeiro parto (IPP), intervalo entre partos (IEP), período de serviço (PS), período de gestação (PG) e peso ao nascer do produto (PN). Foram incluídas no trabalho com 43 vacas, pertencentes a 5 gerações e filhas de 25 touros. O coeficiente de endogamia, segundo WRIGTH (1923) calculado para todas as vacas foi de $2,88 \pm 0,22\%$ com os valores variando de 0,00 ao máximo de 28,3% e a dos touros pais das vacas foi de 1,74% variando de 0,00 ao máximo de 14,65%. O efeito de endogamia, como regressão linear, foi altamente significativo para a idade ao primeiro parto, tanto como classe como variável contínua. Para cada mudança de classe de 5% de endogamia, houve aumento de 60,56 dias na idade ao primeiro parto ($y = 1175,32 + 60,56x$) e para o aumento de 1% da endogamia como variável contínua, obteve-se um aumento de $9,912 \pm 2,76$ dias na IPP. O período de gestação (y_1) foi também afetado significativamente de uma forma quadrática pela classe de endogamia (x), apresentando a seguinte função $y_1 = 282,323 - 3,892x + 0,817x^2$. O intervalo entre partos e o peso ao nascer dos produtos não foram afetados significativamente pelo coeficiente de endogamia. As estimativas de herdabilidade levando-se em conta os efeitos da endogamia não sofreram modificações substanciais em face aos baixos valores dos coeficientes de endogamia obtidos para os animais do rebanho. A endogamia apesar de estar em níveis baixos no rebanho, é altamente deletéria neste tipo de gado e deve ser evitada a todo custo.

INTRODUÇÃO

Endogamia ou consanguinidade são termos usados para indicar acasalamento entre animais aparentados. Desta forma os genes

presentes no ancestral comum, seja pai, avô, bisavô, etc., podem estar presentes, nos parentes que se acasalam e, desta for-

⁽¹⁾ Parte do Projeto 14-007/76. Da dissertação de Doutorado, apresentada pelo primeiro autor - Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, USP. Recebido para publicação em fevereiro de 1988.

⁽²⁾ Da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba.

⁽³⁾ Da Estação Experimental de Zootecnia de Ribeirão Preto.

⁽⁴⁾ Do Departamento de Genética e Matemática Aplicada à Biologia da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, USP.

⁽⁵⁾ Biologista Estagiária da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba.

ma estarem pareados por filhos de tais acasalamentos, contribuindo para uma maior homozigose. Em tais casos os genes são ditos como "idênticos por descendência", ao contrário dos genes de mesma função que se tornam "idênticos em estado" por existirem em muitos membros de população e se reunirem em um indivíduo, fruto de um acasalamento ao acaso, entre animais não aparentados.

O coeficiente de endogamia é uma forma de medir o grau de consangüinidade presente em um indivíduo. É interessante notar que tal coeficiente é medido em um indivíduo, ao passo que o coeficiente de parentesco se refere ao grau de relação entre dois indivíduos.

Das definições sobre o parentesco e endogamia deve merecer destaque a dada por Wright (1972 e 1955) (in ELAND-JOHNSON, 1971) que diz: "o coeficiente de correlação entre os genótipos de dois indivíduos I e J é chamado de parentesco entre estes dois indivíduos, denotado R_{ij} ".

Segundo o mesmo autor, o coeficiente de endogamia (F) é a metade do coeficiente de parentesco na ausência de endogamia dos pais.

Sendo X o filho de I e J, teremos a seguinte fórmula completa:

$$\frac{R_{ij}}{2} = \frac{F_x}{\sqrt{1 + F_i} \cdot \sqrt{1 + F_j}}$$

A endogamia é um dos métodos de acasalamento capaz de alterar a constituição genética da população. Isto se dá através do aumento da homozigose e conseqüentemente diminuição da heterozigose, alterando assim a frequência genotípica.

A endogamia foi usada com sucesso por muitos criadores no passado para fixar nas descendências, as características morfológicas de um indivíduo superior. Tais características, no entanto são controladas por poucos pares de genes de efeito qualitativo. Na realidade, quanto aos efeitos quantitativos, tem-se notado que a endogamia tem deprimido a maioria das características econômicas e adaptativas dos animais.

Esta depressão, segundo FALCONER (1976), é explicada pelos diferentes valores dos genótipos, que com a alteração da estrutura da população pela endogamia leva a uma alteração na média. Segundo este autor, sendo "p" a frequência do gene A_1 e "q" a frequência de seu homólogo A_2 e sendo "d" o valor do heterozigoto (A_1A_2), medido como desvio das medias dos homozigotos (A_1A_1 e A_2A_2), a média após endogamia (M_F) fica alterada em relação à média original da população (M_0) da seguinte forma: $M_F = M_0 - 2pqdF$, isto equivale dizer que a endogamia só atua quando o valor do heterozigoto não for intermediário, ou seja, haja algum grau de dominância. É evidente que quanto maior o valor de "d" e quanto mais próximo de 0,5 forem as frequências "p" e "q", maior será o efeito da endogamia na média da população. Como parte dos genes que atuam nas características econômicas apresentam dominância, a endogamia tende a deprimir tais características.

Outras conseqüências do aumento da homozigose pela endogamia são também verificadas. Entre elas a expressão dos genes recessivos em homozigose, que na população estavam obscurecidos pela heterozigose com alelos dominantes. Além disto, muitos genes em heterozigose conferem ao indivíduo maior aptidão que quando em homozigose.

Por outro lado, com o aumento da homozigose para um alelo em um indivíduo e para outro alelo em outro indivíduo da população e levando em consideração os inúmeros locos, verifica-se um aumento na variabilidade genética e fenotípica da população global. Isto é facilmente compreensível se levarmos em conta que a população estará dividida em diversas subpopulações de famílias endogâmicas, que muito embora tenham em seus integrantes maior semelhança as diferenças entre as famílias levam a uma maior variabilidade de população. Assim a variância genética total passa a ter dois componentes, a variância entre linhas endogâmicas e variância dentro de linhas endogâmicas.

Considerando um bloco com dois alelos e sem dominância, FALCONER (1976) decompõe a variância genética total da população, que no presente caso se deve somente à fração genética aditiva, já que se pré-estabeleceu a ausência de dominância. Desta forma, tem-se a seguinte decomposição em relação à variância genética (V) da população antes da consanguinidade F :

Entre linhas	$2 F V_G$
Dentro de linhas	$(1-F)V_G$
Total	$(1+F)V_G$

Com base nestas equações verifica-se que a endogamia por menor que seja, tende a aumentar a variância genética total da população. Muito embora a variância dentro de linha seja reduzida, as diferenças entre linhas causam aumento muito maior na variância. No caso extremo em que F é igual a 1, a variância torna-se nula, todos os indivíduos têm o mesmo genótipo e a variância genética total é dobrada e se refere unicamente às diferenças entre linhas.

Tal comportamento da variância genética dentro de linha, seja ela uma família ou um pequeno rebanho, faz com que a herdabilidade (h^2) decaia em função do tempo (t) em que é praticada a endogamia.

Desta forma, tem-se:

$$h_t^2 = \frac{h_o^2 (1 - F_t)}{1 - h_o^2 F_t}$$

Onde h_t^2 e h_o^2 são respectivamente, herdabilidade ao tempo " t " e original de população base, e F_t o coeficiente de endogamia no tempo " t ".

Esta fórmula é aplicável somente às características sem variância não aditiva e na ausência de seleção.

TORRES (1959), utilizou as fórmulas apresentadas por DICKERSON (1942), para ajustar os componentes de variância nos desvios de acasalamento ao acaso, que envolvem linhas consanguíneas e descreveu os seguintes valores esperados para a variância entre indivíduos dentro de famílias de meio-irmãos (V_I):

$$V_I = \frac{(1 + F' - 2F)}{4} V_G$$

$$V_I = \frac{(3 - F' - 2F)}{4} V_G + V_E$$

Onde F é o coeficiente de endogamia das filhas e F' , o coeficiente de endogamia dos pais.

Alguns autores em face à depressão causada pela endogamia, propõem sua inclusão em modelos estatísticos que visam determinar o valor genético do animal. Alegam estes autores que o desempenho do

animal deve ser corrigido para este efeito para que possa ser comparado com outros animais que não são endogâmicos, em igualdade de condições. Assim POLLACK & UFFORD (1978), estudando animais da raça Hereford dos Estados Unidos, concluíram que a inclusão da regressão da endogamia da mãe e do bezerro no modelo matemático afetou a avaliação de touros. Segundo os autores, esta inclusão propicia a comparação entre touros de fora e não aparentados com as vacas da fazenda, com os touros nascidos no próprio rebanho. Além disto, permite a comparação entre os touros jovens, cujas progênes, se espera, sejam mais endogâmicas. ALENCAR et alii (1981), com o gado Canchim, em estudo de endogamia sobre o peso ao nascer e à desmama, afirmaram que a consaguinidade pode resultar em declínio no crescimento dos animais, portanto, o ajustamento do desempenho individual para os possíveis efeitos da consaguinidade, deve melhorar a análise de dados e estimativa dos parâmetros genéticos. Os resultados obtidos pelos autores levaram a conclusão que o peso aos 205 dias deve ser ajustado para os efeitos de endogamia em futuros trabalhos de análise, já que a endogamia mesmo em baixo nível (1,85%), influenciou o desempenho dos animais. As estimativas de herdabilidade segundo aquele trabalho, foram para dados não ajustados para a endogamia, respectivamente, de 0,330 e 0,354 para o peso ao nascer de machos e de 0,620 e 0,624 para peso aos 205 dias de machos e de 0,470 e 0,475 para o peso aos 205 dias de fêmeas. Segundo os autores, os coeficientes de herdabilidade ajustados são semelhantes aos não ajustados, devido ao baixo grau de endogamia.

Os trabalhos sobre endogamia em gado

leiteiro têm demonstrado que a depressão causada pela endogamia tem sido bastante prejudicial, principalmente nos desempenhos reprodutivo e produtivo.

No entanto, tem-se usado em alguma extensão a endogamia nas linhagens mais produtivas das diversas raças, principalmente para a obtenção de tourinhos destinados a testes de progênie. A consequência disto até o momento parece não ser de todo prejudicial em face ao pequeno aumento anual na endogamia que tal prática tem trazido.

As taxas de endogamia verificadas nos rebanhos nos últimos tempos, citadas na literatura, não são tão altas. Na Inglaterra, BOWMAN et alii (1978), encontraram coeficientes de 0,5% para touros e 2,71% para vacas da raça Frísia Inglesa.

No Nordeste dos Estados Unidos da América, HUDSON & VAN VLECK (1984a), encontraram para os touros utilizados em Inseminação Artificial, os seguintes coeficientes de endogamia para as diferentes raças: Ayrshire 0,39%; Guernsey 0,17%, Holandesa 0,36%; Jersey 0,14% e Suiça Parda 0,26%. Para todas as vacas estudadas, cerca de 1 milhão, a endogamia foi de 0,3%.

HODGES et alii (1979), no Canadá com a raça Holandesa em 750 vacas de diferentes rebanhos criados no "Fraser Valley", encontraram os coeficientes de endogamia de 0,5%.

No Brasil, alguns trabalhos têm revelado a endogamia em diferentes populações. Assim, TORRES (1959), nas raças zebuínas criadas em Uberaba, obteve um coeficiente de endogamia de 2,70% para as crias em conjunto das raças Nelore, Guzerá Gir e Indubrasil. LOBO (1980) no núcleo básico da raça Pitangueiras determinou uma

endogamia média de 3,93% e ALENCAR et alii (1981) para o núcleo básico da raça Canchim em São Carlos, encontraram uma endogamia média de 1,85% para os machos e de 1,87% para as fêmeas.

É de conhecimento científico que a endogamia tende a reduzir a eficiência reprodutiva e fisiológica dos indivíduos, ou seja, os caracteres que compõem o valor adaptativo. Assim, o tamanho da ninhada em suínos e ratos, eclodibilidade dos ovos em aves, a fertilidade e a viabilidade dos ovos e dos indivíduos em *Drosophila*, constituem exemplos clássicos na literatura sobre genética. Em bovinos leiteiros, no entanto, os trabalhos não são numerosos e em boa parte, os dados não são conclusivos. Tal se deve ao pequeno número de animais estudados e a grande variabilidade causada, principalmente, por fatores de meio.

Na idade ao primeiro parto que pode ser considerada como o primeiro evento reprodutivo de grande importância, o efeito da endogamia na literatura parece não ser tão importante. Isto talvez se deva à natureza da característica que é bastante influenciada pelo manejo dos animais, ditado mais por vontade dos criadores do que do próprio animal. Assim, diversos autores, como ROBERTSON (1954), com bovinos europeus e OEDRA et alii (1977) e SRINIVAS & GURNANI (1981), com Zebuínos, respectivamente Gir e Sahiwal não encontraram efeito significativo da endogamia na idade ao primeiro parto. AHMAD et alii (1974), afirmaram que a idade ao primeiro parto foi levemente reduzida pela endogamia em Sahiwal com regressão de $-1,2 \pm 2,7$ dias por 1% de endogamia não se apresentando, contudo, estatisticamente significativa.

O intervalo entre partos, caracte-

rística mais usada na avaliação da eficiência reprodutiva, tem sido mostrado na literatura como pouco influenciado pela endogamia praticada nas diferentes raças, que na verdade, salvo exceções, não tem sido alta. A possível explicação para isto é que para se ter um intervalo entre partos é necessário que no mínimo duas partições de um animal tenham sido levadas a termo e, desta forma, possíveis efeitos da endogamia na reprodução estariam prejudicados pela própria natureza de característica.

Com raças de origem européia, HODGES et alii (1979), estudando os dados de 728 vacas Holandesas do Canadá, onde cerca de 8,10% das vacas eram endogâmicas e com média de 6,05%, encontraram um aumento não significativo de dois dias no intervalo entre partos para cada 1% de aumento de endogamia indicando que o efeito do nível de endogamia praticado é mínimo na característica.

HUDSON & VAN VLECK (1984a), determinaram o efeito da endogamia no primeiro intervalo entre partos das cinco maiores raças leiteiras do Nordeste dos Estados Unidos, utilizando todas as vacas nascidas de inseminação artificial no período de 1960 a 1979. O coeficiente de regressão do intervalo entre partos em dias sobre a endogamia foi para as diferentes raças de: Ayrshire 0,23; Guernsey 0,27; Holandesa 0,29; Jersey 0,63 e Suíça Parda 0,03. Os baixos efeitos encontrados se devem segundo os autores, ao fato de os animais terem sobrevivido aos descartes anteriores.

Em outro trabalho, HUDSON & VAN VLECK (1984b), analisando o efeito da endogamia no intervalo entre partos de 14.435 vacas Ayrshire no Nordeste dos Estados Unidos, onde a endogamia total não

passa de 1%, obtiveram uma regressão de -0,095 dias, praticamente zero para cada 1% de endogamia.

Com as raças indianas, ODEDRA et alii (1977), estudando um pequeno rebanho experimental de Gir na Índia, com 49 vacas endogâmicas, não obtiveram diferenças estatística entre grupos de endogamia para a característica primeiro intervalo entre partos. No grupo com mais de 12,50%, encontraram efeito desfavorável da consanguinidade no primeiro período seco. As conclusões não são definitivas, dada a insuficiência de dados conforme os autores.

SRINIVAS & GURNANI (1981), na Índia, com raça Sahiwal, em 403 vacas encontraram um aumento, não significativo de $1,070 \pm 1,03$ dias no intervalo entre partos para cada aumento de 1% no coeficiente de endogamia.

O período de serviço é a característica que mais influencia o intervalo entre partos, dado que a variação no período de gestação, que é o complemento deste, não é

grande entre as fêmeas de uma mesma raça. Embora na literatura consultada o intervalo entre partos não seja muito afetado pela endogamia, o período de serviço tem sido descrito como significativamente influenciado por ela. Assim, entre os zebuínos SRINIVAS & GURNANI (1981), na Índia, com a raça Sahiwal encontraram em 403 fêmeas um efeito significativo entre diversos grupos de endogamia no primeiro período de serviço. Não houve diferenças entre os grupos até 9,9% de endogamia porém sofreu um aumento significativo deste valor até 20% de endogamia. A média do grupo endogâmico foi 19 dias maior do que o não endogâmico para o primeiro período de serviço. Tanto a correlação como a regressão entre o primeiro período de serviço e o coeficiente de endogamia foram significativos, com um valor de $2,39 \pm 1,13$ dias a mais por 1% de aumento de endogamia.

O quadro 1 mostra o efeito do aumento de 1% de consanguinidade em diversas características de reprodução.

Quadro 1. Efeito em características reprodutivas causado pelo aumento de 1% de endogamia

Características	Raça	Coefficiente de regressão	Autores
Intervalo entre partos (dias)	Holstein	+2,000	HODGES et alii (1979)
	Ayrshire	+0,230	HUDSON & VAN VLECK (1984a)
	Guernsey	+0,270	
	Holstein	+0,090	
	Brown Swiss	+0,030	
	Ayrshire	+0,095	HUDSON & VAN VLECK (1984b)
	Sahiwal	+1,070	SRINIVAS & GUARGANI (1978)
Período de serviço (dias)	Sahiwal	+2,39	SRINIVAS & GURGANI (1978)
Idade ao primeiro parto (dias)	Diversas	0,00	Diversos autores

O presente trabalho visa avaliar as conseqüências da endogamia, no rebanho de gado Mantiqueira da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba, que por

se tratar de população reduzida, pode se tornar crítica, principalmente por seus efeitos deletérios em características adaptativas e reprodutivas.

MATERIAL E MÉTODOS

O rebanho Mantiqueira existe desde 1.952, com a aquisição dos animais fundadores em diversas propriedades. Embora os animais Mantiqueira fossem bem caracterizados morfológicamente, pelo que se sabe, não havia um programa de acasalamento definido dentro deste grupo, havendo acasalamento com touros holandeses e recebendo também participação dos zebuínos. Desta forma pouco se sabe a respeito de possíveis acasalamentos entre animais aparentados naquele período, mas, pela miscigenação com outros grupos genéticos, pode-se depreender que, se a endogamia existia, certamente seria de baixa magnitude.

A falta de conhecimento de genealogia dos animais fundadores do atual rebanho, levou a ser considerado, no presente trabalho, como inexistente a endogamia nestes animais. Assim os coeficientes de endogamia aqui tratados, se originaram de acasalamentos entre parentes, a partir das gerações que sucederam aos animais fundadores, os quais somente participam nos dados, como pais não endogâmicos e não parentes.

Foram incluídos no presente estudo, os animais machos e fêmeas que vierem a se reproduzir no núcleo básico, excluindo aqueles que, por morte, venda ou infertilidade, não foram incorporados ao rebanho. Assim, 443 fêmeas Mantiqueiras chegaram a ter um primeiro parto foram consideradas no presente estudo.

Os dados se referem a trinta anos (1952 a 1982), do núcleo básico de bovinos do tipo Mantiqueira da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba, abrangendo vacas de 5 gerações pela linha materna e filhas de 25 touros. Foram considerados para o estudo as seguintes características: Idade ao Primeiro Parto (IPP), Primeiro Intervalo entre Partos (IEP), Primeiro Período de Serviço (PS), Primeiro Período de Gestação (PG) e Primeiro Peso ao Nascer (PN).

Na determinação do coeficiente de endogamia foram, montados os pedigrees, usando o número de pai e mãe de cada animal, até os animais fundadores. O programa de computação, para determinar o coeficiente de endogamia foi desenvolvido a partir do programa elaborado por MacLEAN (1969), determina os ancestrais comuns e todos os "loops" existentes e assim calcula os coeficientes de parentesco e de endogamia, conforme a fórmula de WRIGHT (1923).

Além do coeficiente de endogamia (F), em porcentagem como variável contínua com duas casas decimais, foram feitas 5 classes de endogamia a saber:

Código de classe	Classes de F (%)
1	—10
2	0—15
3	5—10
4	10—15
5	>15

O presente trabalho visa avaliar as conseqüências da endogamia, no rebanho de gado Mantiqueira da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba, que por

se tratar de população reduzida, pode se tornar crítica, principalmente por seus efeitos deletérios em características adaptativas e reprodutivas.

MATERIAL E MÉTODOS

O rebanho Mantiqueira existe desde 1.952, com a aquisição dos animais fundadores em diversas propriedades. Embora os animais Mantiqueira fossem bem caracterizados morfológicamente, pelo que se sabe, não havia um programa de acasalamento definido dentro deste grupo, havendo acasalamento com touros holandeses e recebendo também participação dos zebuínos. Desta forma pouco se sabe a respeito de possíveis acasalamentos entre animais aparentados naquele período, mas, pela miscigenação com outros grupos genéticos, pode-se depreender que, se a endogamia existia, certamente seria de baixa magnitude.

A falta de conhecimento de genealogia dos animais fundadores do atual rebanho, levou a ser considerado, no presente trabalho, como inexistente a endogamia nestes animais. Assim os coeficientes de endogamia aqui tratados, se originaram de acasalamentos entre parentes, a partir das gerações que sucederam aos animais fundadores, os quais somente participam nos dados, como pais não endogâmicos e não parentes.

Foram incluídos no presente estudo, os animais machos e fêmeas que vierem a se reproduzir no núcleo básico, excluindo aqueles que, por morte, venda ou infertilidade, não foram incorporados ao rebanho. Assim, 443 fêmeas Mantiqueiras chegaram a ter um primeiro parto foram consideradas no presente estudo.

Os dados se referem a trinta anos (1952 a 1982), do núcleo básico de bovinos do tipo Mantiqueira da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba, abrangendo vacas de 5 gerações pela linha materna e filhas de 25 touros. Foram considerados para o estudo as seguintes características: Idade ao Primeiro Parto (IPP), Primeiro Intervalo entre Partos (IEP), Primeiro Período de Serviço (PS), Primeiro Período de Gestação (PG) e Primeiro Peso ao Nascer (PN).

Na determinação do coeficiente de endogamia foram montados os pedigrees, usando o número de pai e mãe de cada animal, até os animais fundadores. O programa de computação, para determinar o coeficiente de endogamia foi desenvolvido a partir do programa elaborado por MacLEAN (1969), determina os ancestrais comuns e todos os "loops" existentes e assim calcula os coeficientes de parentesco e de endogamia, conforme a fórmula de WRIGHT (1923).

Além do coeficiente de endogamia (F), em porcentagem como variável contínua com duas casas decimais, foram feitas 5 classes de endogamia a saber:

Código de classe	Classes de F (%)
1	—10
2	0—15
3	5—10
4	10—15
5	>15

Modelos estatísticos

Nas análises estatísticas foi usado o Programa LSML (76 mixed model least-squares and maximum likelihood computer program) descrito por HARVEY (1977). O modelo usado foi:

$$Y_{ijk} = \mu + a_i + F_j + e_{ijk}, \text{ onde:}$$

- Y_{ijk} = valor de cada variável dependente,
- μ = média geral,
- a_i = efeito do touro (aleatório)
- F_j = efeitos fixos,
- e_{ijk} = erro aleatório.

Para cada variável aleatória dependente e para cada objetivo de análise foram selecionados um grupo de efeitos fixos dentre os seguintes: ano de nascimento, ano de parição, mês de nascimento, mês de parição, geração, classes de endogamia, sexo do produto como variáveis discretas e idade da vaca em dias e coeficiente de endogamia em porcentagem, como variáveis contínuas.

A seguir, no quadro 2, está a análise de variância para o presente modelo.

Quadro 2. Esquema de análise de variância para o modelo

Fonte	SQ	E(QM)
A	$R(\mu, a, F) - (\mu, F)$	$\sigma_e^2 + K_1 \sigma_a^2$
Efeitos fixos	$B^2 - 1B$	$\sigma_e^2 + Kk^2$
Erro	$y'y - R(\mu, a, F)$	σ_e^2

O modelo mencionado corresponde ao Modelo II (MTV = 02) de HARVEY (1977), que contém um conjunto de efeitos aleatórios

de classificação cruzada sem interação (touros).

Estimativas de parâmetros genéticos

A estimativa do coeficiente de herdabilidade foi feita utilizando os componentes de variância estimados pelo modelo citado, utilizando o método de correlação entre meio-irmãs paternas através da seguinte fórmula:

$$h^2 = \frac{4 \sigma_t^2}{\sigma_t^2 + \sigma_e^2}$$

onde:

- h^2 = coeficiente de herdabilidade,
- σ_t^2 = componente de variância de touro,
- σ_e^2 = componente de variância do erro.

O erro padrão do coeficiente de herdabilidade foi calculada através da fórmula de SWIGER et alii (1964).

Para se verificar o efeito da endogamia na estimativa de herdabilidade utilizou-se a fórmula de FALCONER (1976).

$$h_t^2 = \frac{h_o^2 (1 - F)}{1 - h_o^2 F}$$

onde:

- h_t^2 = herdabilidade a um tempo t,
- h_o^2 = herdabilidade original,
- F = coeficiente de endogamia a um tempo t.

Foi também utilizada para o mesmo fim, a fórmula descrita por TORRES (1959), conforme mostrado anteriormente.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Níveis de endogamia

A endogamia média das 443 vacas do presente estudo foi de $2,88 \pm 0,22\%$ e os valores variaram de 0,00 a um valor máximo de 28,32%.

O quadro 3 contém os coeficientes de endogamia médios das vacas por geração.

Verifica-se que a endogamia aumentou até a quarta geração, embora o animal mais endogâmico seja da terceira geração, decrescendo na quinta geração, devido possivelmente ao plano de exogamia que se aplicou em 1974, quando se evitou o acasalamento entre animais que tinham avós em comum. O comportamento dos coeficientes por geração não transmite a mesma idéia, que se teria por ano, já que as gerações, por linhagem materna aqui utilizadas se entrelaçam no tempo, podendo coexistir em um rebanho, em dado momento, animais de várias gerações.

O quadro 4 fornece os coeficientes de endogamia por ano de nascimento. Verifica-se que obviamente nos anos iniciais onde nasceram os animais de primeira geração, filhos de animais considerados não parentes, não se obteve nenhum animal en-

dogâmico. Nos anos 1961 e 1962, alguns filhos de acasalamento entre meio-irmãos ocorreram, como demonstra o valor máximo para estes anos. Em 1969, o coeficiente de endogamia foi máximo para o período estudado atingindo 6,15%, já com a terceira geração de filhos nascendo no rebanho, constituindo uma época crítica neste aspecto para o núcleo. As baixas endogamias dos animais nascidos nos anos seguintes, foram frutos da utilização intensa de um reprodutor denominado Vandeco. Apesar de ser um animal típico e filho de vaca típica, era de origem externa ao rebanho, portanto, sem nenhum parentesco, o que levou à obtenção de índice de zero para endogamia no ano de 1971. No período final, com a utilização de touros crioulos, mas sob exogamia, com ausência de parentesco até avós, conseguiu-se manter o coeficiente de endogamia em níveis satisfatórios. Alguns touros utilizados no plantel, além de endogâmicos, tinham grau de parentesco mais elevado com as vacas, de modo que deixaram grupos de progênies mais endogâmicos que outros touros. Como se vê no quadro 5, os maiores valores são os do touro Quacre, cuja progênie tem 9,32% de endogamia ou o parentesco de 18,64% com as mães, apesar de ser pouco endogâmico e o touro Dun-

Quadro 3. Coeficiente de endogamia (%) em vacas Mantiqueira por geração

Geração	Número	Média	EP	Mínimo	Máximo
1	60	0,06	$\pm 0,06$	0,00	4,10
2	99	1,68	$\pm 0,04$	0,00	25,00
3	135	3,60	$\pm 0,42$	0,00	28,32
4	109	4,30	$\pm 0,05$	0,00	26,95
5	40	3,81	$\pm 1,00$	0,00	19,91

Quadro 4. Coeficientes de endogamia (%) por ano de nascimento de vacas Mantiqueiras

Ano	Número	Média	EP	Mínimo	Máximo
1954	13	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1955	9	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1956	19	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1957	14	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1958	10	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1959	5	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1960	11	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1961	14	1,56 ± 0,96		0,00	12,50
1962	13	1,20 ± 0,97		0,00	12,50
1963	2	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1964	5	2,49 ± 1,16		0,00	6,25
1965	19	5,13 ± 1,17		0,00	14,06
1966	3	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1967	18	4,64 ± 1,53		0,00	25,00
1968	29	5,69 ± 1,44		0,00	26,95
1969	31	6,15 ± 0,99		0,00	16,40
1970	20	3,29 ± 0,79		0,00	8,98
1971	12	0,00 ± 0,00		0,00	0,00
1972	20	3,06 ± 0,96		0,00	14,45
1973	21	5,95 ± 1,04		0,00	17,77
1974	27	1,55 ± 0,69		0,00	14,45
1975	37	2,48 ± 0,79		0,00	17,77
1976	34	3,15 ± 0,88		0,00	28,32
1977	33	4,21 ± 0,48		0,39	12,54
1978	24	3,34 ± 0,98		0,00	19,91

Quadro 5. Coeficientes de endogamia (%) em touros Mantiqueira e em suas progênie

Touros	Número de progênie	Consanguinidade no touro	Consanguinidade na progênie		
			Média	EP	Mínimo Máximo
5001 Patriarca	6	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
5002 São Martinho	11	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0002 Anu	9	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0026 Bibe	6	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0023 Beduíno	5	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0043 Bravo	9	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0039 Bacano	12	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0057 Cambarã	15	0,0000	1,25 ± 0,90	0,00	12,50
5004 Feitor	18	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
0273 Gajo	15	0,0000	1,04 ± 0,84	0,00	12,50
0314 Imperador	6	0,0000	0,52 ± 0,51	0,00	3,12
0383 Lírio	26	0,0000	6,77 ± 1,60	0,00	26,95
0398 Lanceiro	28	0,0000	4,65 ± 1,07	0,00	25,00
0500 Opulento	41	0,0312	3,44 ± 0,61	0,00	13,28
0551 Quacre	13	0,0312	9,32 ± 1,64	0,00	16,40
0632 Refinado	48	0,0468	6,79 ± 0,66	0,00	17,77
0664 Samba	7	0,0000	3,98 ± 0,82	1,56	8,20
5007 Vandeco	26	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
5008 Guarã	66	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
1141 Druso	21	0,0000	3,02 ± 0,33	1,07	6,83
1115 Doceiro	12	0,1328	5,69 ± 1,39	0,78	19,91
1129 Dunderque	15	0,1465	8,75 ± 1,57	3,71	28,32
1176 Edil	13	0,0000	2,87 ± 0,69	0,39	8,59
5009 Guaraná	10	0,0000	0,00 ± 0,00	0,00	0,00
1356 Gabinete	5	0,0000	3,55 ± 0,92	1,56	6,64
Total/Média	443	0,0174	0,0288		

derque que apresenta a endogamia de 8,75% na média de suas filhas ou o parentesco de 17,50% com as mães e uma endogamia própria de 14,65%.

A escolha das vacas a serem acasaladas com os touros sob o critério de exogamia, assume grande importância, principalmente em rebanhos pouco numerosos. O

coeficiente de endogamia médio de 2,88% encontrado no gado Mantiqueira, está próximo aos 2,75% encontrados por BOWMAN et alii (1978), para as vacas Holandesas da Inglaterra e por TORRES (1959), com as quatro raças zebrúinas criadas em Uberaba. O valor está abaixo dos 3,93% para a raça Pitangueiras determinado por LOBO (1980) e superior aos 0,3% de coeficiente de endogamia, determinados por HUDSON & VAN VLECK (1984a, b), para 1 milhão de vacas das quatro principais raças leiteiras dos Estados Unidos e aos 0,5% para as vacas Holandesas criadas no Fraser Valley, no Canadá.

Efeitos de endogamia em características de reprodução

O efeito de endogamia de vacas do tipo Mantiqueira em suas próprias características reprodutivas foi estudado pelo método dos quadrados mínimos de HARVEY (1977), através de um modelo misto, onde se tinha touros como efeito aleatório e um conjunto de efeitos fixos onde se incluía o coeficiente de endogamia como variável contínua ou como classes de 5% de endogamia. Como variável dependente foi utilizada somente a primeira informação de cada animal, das seguintes características: idade ao primeiro parto, intervalo entre partos, período de gestação e peso ao nascer da cria.

No quadro 6 constam as análises de variância das diferentes características e com a inclusão dos efeitos de endogamia através das duas formas. Nota-se, que há uma modificação nos quadrados médios, porém não substanciais a ponto de alterar os níveis de significância dos diferentes efeitos.

O efeito da endogamia como regressão linear foi altamente significativo ($P < 0,01$) para a idade ao primeiro parto, tanto na análise como classes, quanto na de variável contínua. A endogamia também influenciou de forma quadrática o período de gestação, quando foi estudada como classe.

Pelo exame do quadro 7, onde se tem os valores das diferentes características por classe de endogamia, nota-se que a idade ao primeiro parto vai aumentando à medida em que aumentam os valores das classes de endogamia. O menor valor foi apresentado pelo grupo dos animais não endogâmicos, com a idade ao primeiro parto de 41,92 meses e o maior valor para os animais com coeficiente de endogamia acima de 15% com 50,24 meses, portanto parindo cerca de 8 meses mais tarde do que os não endogâmicos.

A equação de regressão encontrada para classes de endogamia foi:

$$y = 1175,32 + 60,56 x$$

onde, y é a idade ao primeiro parto em dias e x assume o número das classes de endogamia, cujo intervalo é de 5%. Desta forma, para cada aumento de 5% de endogamia dentro do intervalo estudado, há um aumento de 60,56 dias na idade ao primeiro parto, ou seja, praticamente 2 meses para cada classe. O coeficiente de regressão linear obtido pelo método dos quadrados

Quadro 6. Análise de variância por quadrados mínimos para as características

a) consangüinidade com classe

Fonte de variação	Características							
	IPP		1º IEP		1º PG		1º PN	
	GL	QM	GL	QM	GL	QM	GL	QM
Touros	24	75458,24**	23	15334,25	24	39,84	24	16,24
Ano	24	154905,77**	24	14606,68	25	32,78	25	32,31**
Mês	11	38249,95	11	24614,92*	11	90,76**	11	32,12**
Classe consangüinidade	4	172133,99**	4	2851,53	4	67,14	4	16,75
Linear	1	677394,16**	1	61,55	1	56,87	1	4,23
Quadrática	1		1	3556,35	1	191,95*	1	1,66
Sexo	-	-	-	-	1	162,11*	1	75,10**
Resíduo	379	39161,67	277	12040,60	334	36,84	334	13,34

b) consangüinidade como variável contínua

Touros	24	78204,56**	23	16355,01	24	36,85	24	18,40
Ano	24	158264,48**	24	14452,57	25	33,91	25	33,13**
Mês	11	39447,87	11	24484,59*	11	92,62**	11	36,78**
Consangüinidade								
Linear	1	505915,55**	1	2152,55	1	80,95	1	0,67
Sexo	-	-	-	-	1	171,00**	1	74,23**
Resíduo	382	39332,18	280	11944,64	337	37,07	337	13,42

c) sem consangüinidade

Touros	24	85376,22**	23	16340,16	24	41,71	24	18,56
Ano	24	153972,20**	24	15038,23	25	36,78	25	33,33**
Mês	11	37007,56	11	25039,52*	11	93,68*	11	37,08**
Sexo					2	177,48**	2	74,74**
Resíduo	283	40550,41	281	11909,79	338	37,20	338	13,38

IPP = Idade ao Primeiro Parto; 1º IEP = 1º Intervalo Entre Partos; 1º PG = 1º Período de Gestação e 1º PN = 1º Peso ao Nascer.

mínimos, tendo a endogamia como covariável foi de $9,912 \pm 2,76$ dias, o que quer dizer que há um aumento em torno de 10 dias na idade ao primeiro parto com 1% de aumento de endogamia média do rebanho. Este valor altamente significativo e positivo para a regressão linear da idade ao primeiro parto em função da endogamia, não tem sido encontrado na literatura. Assim ROBERTSON (1954), com bovinos europeus e OEDRA et alii (1977), SRINIVAS & GURNANI (1981) e AHMAD et alii (1974) com zebuínos Gir e Sahival, não encontraram efeito significativo da consangüinidade na idade ao primeiro parto.

O efeito altamente deletério da endogamia na idade ao primeiro parto em gado Mantiqueira, desaconselha totalmente o seu uso, face os prejuízos que causa a este tipo de gado. Um simples acasalamento entre meio-irmãos leva a um atraso da ordem de 4 meses na idade ao primeiro parto de novilhas, fruto de tal acasalamento. Este efeito tão prejudicial, talvez se deva à queda do vigor físico, provocado pela endogamia, que é necessária uma adaptação em um ambiente desfavorável. Por outro lado, também é conhecido o efeito deletério da endogamia na velocidade de crescimento dos animais, inclusive na fase intra-uterina.

Quadro 7. Classes de endogamia e características reprodutivas em vacas Mantiqueiras

Classe de consanguinidade (%)	Idade ao primeiro parto (dias)		1º intervalo entre partos (dias)		1º período de gestação (dias)		1º peso ao nascer (kg)	
	Número	Média ± EP	Número	Média ± EP	Número	Média ± EP	Número	Média ± EP
1. — 0	243	1274,93 ± 49,0	189	448,6 ± 23,2	223	279,7 ± 2,0	223	29,2 ± 1,4
2. 0— 5	104	1317,3 ± 47,6	75	425,4 ± 23,1	90	278,8 ± 1,9	90	28,2 ± 1,3
3. 5— 10	62	1384,9 ± 49,4	51	433,9 ± 25,2	56	278,8 ± 2,0	56	29,8 ± 1,4
4. 10— 15	25	1440,3 ± 59,5	18	448,1 ± 33,8	23	279,9 ± 2,3	23	29,1 ± 1,5
5. >15	9	1527,7 ± 82,9	7	429,0 ± 49,7	9	284,9 ± 2,9	9	28,4 ± 1,8

Quadro 8. Coeficientes de consanguinidade de touros, mãe e filhos

Coeficientes de consanguinidade	Valor
Das filhas (F)	0,0288
Dos touros	0,0174
Das mães	0,0254
Da média dos pais (F')	0,0214

Como a idade ao primeiro parto é influenciada pelo desenvolvimento do animal, qualquer atraso neste sentido refletirá naquela idade.

O período de gestação também foi afetado significativamente, de uma forma quadrática, pela endogamia.

Observando-se o quadro 7, verifica-se que houve ligeira diminuição da média do grupo dos não endogâmicos até 5% e 10%, classes 2 e 3, e novamente um aumento nas classes finais, apresentando valor bastante elevado na classe 5, cerca de 5 dias a mais que os não endogâmicos.

É interessante notar que há normalmente aumento de peso ao nascer com o aumento do período de gestação, mas no presente caso, isto não ocorreu, já que o peso ao nascer da classe 5 foi menor, porém não significativamente, que o da classe dos não endogâmicos, que foi gerada em menor tempo.

O aumento do período de gestação com o aumento da endogamia acima de 10% pode se dever ao pequeno número de observações

nestas classes, ou pode significar menor capacidade da vaca em levar a termo sua gestação, não apresentando condições ao feto, de crescer em tempo normal. A equação que expressa a relação entre endogamia com classe (x) e o período de gestação em dias (y), está a seguir:

$$Y = 282,323 - 3,892x + 0,817x^2$$

O intervalo entre partos no presente trabalho, não foi estatisticamente influenciado pelo coeficiente de endogamia. Tal comportamento no intervalo entre partos era de se esperar, já que diferentes autores, trabalhando com diversas raças, não encontraram efeitos importantes, tais como HODGES et alii (1979), com a Holandesa no Canadá, HUDSON & VAN VLECK (1984a) nos Estados Unidos com as quatro mais importantes raças européias, HUDSON & VAN VLECK (1984b) com a raça Ayrshire, OEDRA et alii (1977), com a raça Gir na Índia e SRINIVAS & GURNANI (1981), com a raça Sahiwal também na Índia.

No peso ao nascer não se verificou efeitos significativos da endogamia da mãe nessa característica do filho. Na literatura é freqüente a influência significativa da endogamia do bezerro no seu próprio peso ao nascer. Mas alguns autores com raças de corte também têm encontrado este efeito da endogamia da mãe sobre o peso ao nascer de seu filho. Por exemplo, POLLACK & UFFORD (1978) e SWIGER et alii (1964), relatam resultados que contrariam o obtido para tipo Mantiqueira. Talvez, no presente trabalho, este efeito não tenha aparecido, devido ao aumento verificado no período de gestação com o aumento da endogamia que compensou possíveis efeitos no peso ao nascer.

Efeito da endogamia na estimativa de herdabilidade

As alterações causadas pela endogamia nas variâncias da população, acarretam também modificações na estimativa do coeficiente de herdabilidade. Como se viu no presente estudo, há efeito significativo no coeficiente de endogamia em características da reprodução, destacando a idade ao primeiro parto e ao período de gestação.

Alguns autores, tais como POLLACK & UFFORD (1978), face à depressão causada pela endogamia, propõem sua inclusão em modelos estatísticos que visam determinar o valor genético do animal. Alegam, estes autores, que o desempenho do animal deve ser corrigido para este efeito, para que possa ser comparado com outros animais que não são endogâmicos em igualdade de condições.

No quadro 9 onde se tem os coeficientes de herdabilidade ajustados para os efeitos de endogamia, tanto como covariável (linha 2), como variável discreta (linha 3), verificaram que, comparados aos valores não ajustados, o comportamento das estimativas não é coerente, ora produzindo estimativas acima, ora abaixo e por vezes induzindo à estimativa de componentes negativos de variância.

Tal fato demonstra não ser indicada a inclusão do efeito da endogamia no modelo, pelo menos para se estimar coeficiente de herdabilidade.

Usando a fórmula de FALCONER (1976), ajustou-se as herdabilidades da linha 1 do quadro 9, que foram estimadas sem levar em consideração a endogamia, obtendo-se os valores da linha 4, e verificando-se que

houve um aumento em todas as estimativas, como era previsto. No entanto, a fórmula de FALCONER (1976), somente é válida para genes de ação aditiva e na ausência de seleção. No presente material espera-se a presença de ação não aditiva dos genes,

cuja melhor evidência é a alteração causada pela endogamia em diversas características. Assim não se pode aplicar esta fórmula sem restrição, já que com dominância o comportamento das variâncias é dependente da frequência gênica a qual é impossível determinar.

A melhor forma para se proceder à correção do coeficiente de herdabilidade para os efeitos da endogamia, é corrigir as covariâncias entre as famílias utilizadas, para estimar os componentes de variância.

Aplicando a fórmula de DICKERSON (1942), apresentada por TORRES (1959), aos componentes de variância extraídos do quadro 6, que também servem para calcular as herdabilidades da linha 1 do quadro 9, obteve-se os valores da linha 5. Para tanto, foram usados os valores para a consanguinidade que seguem conforme o quadro 8.

Verifica-se que os valores da linha 5 foram ligeiramente superiores aos da linha 1, como era esperado, demonstrando que a estimativa de herdabilidade em dados de rebanhos endogâmicos é subestimada. No presente caso, foram maiores da ordem de 2 a 3% e tais resultados são semelhantes aos encontrados por TORRES (1979), para pesos e ganhos de peso do nascimento à desmama em Zebuínos, onde se tinha aproximadamente os mesmos graus de endogamia. Também esta última fórmula não deve ser usada sem restrições já que a metodologia não é suficientemente clara, além de ter sido desenvolvida para linhas endogâmicas e não para uma população como a que se tem no presente trabalho. Estudos teóricos mais aprofundados devem ser feitos para se corrigir as estimativas de herdabilidade para os efeitos de endogamia.

Quadro 9. Estimativas de herdabilidades

Linha modelo	Idade ao primeiro parto $h^2 \pm EP$	1º intervalo entre partos $h^2 \pm EP$	1º período de gestação $h^2 \pm EP$	1º peso ao nascer da cria $h^2 \pm EP$
1. Sem F nos efeitos fixos	0,41 \pm 0,16	0,18 \pm 0,15	0,05 \pm 0,11	0,16 \pm 0,13
2. Com F como covariável	0,38 \pm 0,16	0,19 \pm 0,16	valor negativo	0,16 \pm 0,13
3. Com F como classes	0,38 \pm 0,16	0,15 \pm 0,16	0,04 \pm 0,12	0,10 \pm 0,13
4. Corrigido para F segundo a fórmula de FALCONER (1976)	0,43	0,19	0,054	0,17
5. Corrigido pela fórmula de DICKERSON (1942) e TORRES (1959)	0,42	0,19	0,05	0,11

CONCLUSÕES

A endogamia no núcleo básico do tipo Mantiqueira, apesar de pequeno, está na média em nível baixo e satisfatório, semelhante a de outras populações em nosso meio. Mesmo assim, pode-se observar, no presente estudo, o efeito altamente deletério da endogamia, principalmente na idade ao primeiro parto, que exige que se adote medidas severas com intuito de se evitar acasalamentos entre animais aparentados, já que uma novilha filha de meio-irmãos terá em média, atraso da ordem de 4 meses na idade ao primeiro parto. Ao con-

trário do que tem obtido nas raças melhoradas, criadas em sistemas intensivos, a endogamia é muito prejudicial para as características de reprodução em animais que necessitam de alta adaptação aos ambientes simples de criação em meio tropical e subtropical.

Os baixos níveis de endogamia praticados no rebanho Mantiqueira não foram importantes, do ponto de vista prático, para alterar as estimativas de herdabilidade das características de reprodução.

SUMMARY: Data from a basic herd of Mantiqueira type cattle, raised at the "Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba", over a 30 years period, since its formation in 1952 were studied. Some aspects of inbreeding of 443 cows born in the farm from over five generations by maternal line, daughters of 25 sires, were considered to study the age at first calving, calving interval, service period, gestation length and birth weight. The inbreeding coefficient estimated for the 443 cows was $2,88 \pm 0,22\%$, being the minimum value, 0,00 and the maximum, 28,32% and for the 25 sires was 1,74 %, with a minimum, 0,00 and the maximum of 14,65%. The effect of inbreeding, included in the model as a linear regression covariate was a significant source of variation for AFC, when studied both as a class interval (5%) or continuous variable. For each 5% increase, it was observed an increase of 60,50 days in the age at first calving ($y = 1175,32 \pm 60,56x$) and for each 1% increase (continuous variable), it was obtained an increase of $9,912 \pm 2,76$ days in the age of first calving. GL (y_1) was significantly affected by class of inbreeding (x), (quadratic effect), presenting the following function: $y_1 = 283,323 - 3,892x + 0,817x^2$. CI and BW were not significantly affected by inbreeding. Heritability estimates taking into account the inbreeding effects were not substantially affected, since the values obtained for the inbreeding coefficients were low. Although the inbreeding levels observed in the herd were low, it must be avoided for this type of cattle, because of its deleterious effects.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHMAD, Z.; AHMAD, M. D. & QURESHI, A. W. Influence of inbreeding on performance traits of Sahiwal cattle. J. Dairy Sci., Champaign, ILL, 57(10):1225-27, Oct. 1974.
- ALENCAR, M. M.; SILVA, A. H. G. & BARBOSA, P. F. Efeito da consanguinidade sobre os pesos ao nascimento e à desmama de bezerros da raça Canchim. R. Soc. bras. Zoot., Viçosa, MG, 10(1):156-72, 1981.
- BOWMAN, J. C.; BUTLER, E. A. & TUNCEL, E. Coefficients of inbreeding and degree of relationship for the British Friesian herd. Anim. Prod., Ayr, 27(3):269-76, Dec. 1978.
- DICKERSON, G. E. Experimental design for testing inbred lines of swine. J. Anim. Sci., Menasha, WIS, 1(4):326-41, Nov. 1942.

- ELANDT-JOHNSON, R. C. Probability models and statistical methods in genetics. New York, John Wiley, 1971. 592 p.
- FALCONER, D. S. Introducción a la genética quantitativa. México, Continental, 1976. 430 p.
- HARVEY, W. R. User's guide for LSML 76: mixed model least-squares and maximum likelihood computer program. Wooster, Ohio State University, 1977. 76 p.
- HODGES, J.; TANNEN, L.; MCGUILLVRAY, N.; HILLEY, P. G. & ELLIS, S. Inbreeding levels and their effect on milk, fat and calving interval in Holstein-Friesian cows. Can J. Anim. Sci., Ottawa, 59(1): 153-8, Mar. 1979.
- HUDSON, G. F. S. & VAN VLECK, L. D. Inbreeding of artificially bred dairy cattle in the Northeastern United States. J. Dairy Sci., Champaign, ILL, 67(1):161-70, Jan. 1984.
- & ———. Effects of inbreeding on milk and fat production, stayability and calving interval of registered Ayrshire cattle in the Northeastern United States. J. Dairy Sci., Champaign, ILL, 67(1):171-9, Jan. 1984b.
- LOBO, R. B. Métodos de avaliação de parâmetros fenotípicos e genéticos em bovinos da raça Pitangueiras. Tese de Livre-Docência. São Paulo, Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia da Universidade de São Paulo, 1980. 179 p.
- MACLEAN, C. Computer analysis of pedigree data. sl, scp, 1969. snp.
- OEDRA, B. A.; KAUSHIK, S. N. & KATPAL, B. G. A note on the studies on inbreeding effects on production and reproductive characters in Gir cattle. Indian J. Anim. Sci., New Delhi, 47(12):824-6, Dec. 1977.
- POLLACK, E. J. & UFFORD, G. R. Effect of inbreeding on within-herd genetic evaluation of beed cattle. J. Anim. Sci., Champaign, ILL, 47(4):853-7, Oct. 1978.
- ROBERTSON, A. Inbreeding and performance in British Friesian cattle. Proc. Brit. Soc. Anim. Prod., Edinburgh, p. 87-92, 1954. In: Anim. Breed. Abstr., Farnham Royal, 23(3):1131, Sept. 1955.
- SRINIVAS, B. & GURNANI, M. Incidence of inbreeding and its effect on some traits of Sahiwal cattle. Indian J. Dairy Sci., New Delhi, 34(1):8-15, 1981.
- SWINGER, L. A. HARVEY, W. R.; EVERSON, D. O. & GREGORY, K. E. The variance of intraclass correlation involving groups with one Biometrics, Tuncson, AR, 20: 818-26, Dec. 1964.
- TORRES, J. R. Correlações genéticas de pesos e ganhos em pesos de zebus, no período de aleitamento. Tese de Cátedra, Viçosa, MG, Escola Superior de Agricultura da UREMG, 1959. 279 p.
- WRIGHT, S. Mendelian analysis of the pure breeds of livestock. I. The measurement of inbreeding and relationship. J. Hered., Baltimore, Md, 14(8): 339-48, Nov. 1923.