

**PEDRO FRANKLIN BARBOSA**

**Engenheiro Agrônomo**

**ANÁLISE GENÉTICO-QUANTITATIVA DE CARACTERÍSTICAS DE  
CRESCIMENTO E FERTILIDADE EM FÊMEAS DA RAÇA GANCHIM**

Tese apresentada ao Departamento de Genética e Matemática Aplicada à Biologia da Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, como um dos requisitos para obtenção do grau de Doutor em Ciências (Área: Genética).

Ribeirão Preto  
1991

## DEDICO

Aos meus pais Sílvia e Margarida Maria;

Aos meus Irmãos Ana Maria, Rogério, Sílvia Maria, Maria  
Cristina, Fernando Sebastião e José Júlio e suas famílias;

Aos meus sogros Adelino e Florinda;

Aos meus cunhados Maria de Lourdes, Luiz Gonzaga e José  
Benedito e suas famílias;

E, em especial, à minha esposa Neuza Maria e aos nossos  
filhos Camila, Virgínia e Luiz Gustavo.

## AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Francisco Alberto de Moura Duarte, pelo apoio constante e pela oportunidade de ter sido um dos seus orientados.

À Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), pelas oportunidades oferecidas para a realização do curso e elaboração do trabalho de tese.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), pela bolsa de estudos concedida durante o período do curso.

Aos professores Drs. Ademilson Espencer Egea Soares, Dácio Barbin, Fábio de Melo Sene e Irineu Umberto Packer, membros da banca examinadora, pela paciente leitura da tese, bem como pelos ensinamentos e sugestões apresentadas.

A todos os empregados da EMBRAPA na Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual (UEPAE) de São Carlos, que contribuíram para o desenvolvimento do projeto de melhoramento genético da raça Canchim e, por isso, tornaram possível este estudo.

As secretárias do Departamento de Genética, Cleusa Sueli Mazzucatto da Mota e Maria Aparecida Oliveira Silva Elias, e da Comissão de Pós-Graduação, Cecília Maria Zanferdini Feres,

pela atenção e dedicação durante o curso.

Aos colegas de curso, Cláudio de Uíhoa Magnabosco, Cleusa Graça da Fonseca, Eber de Carvalho Paiva, Gilberto Silber Schmidt, João Francisco Pereira Bastos, Lúcia Galvão de Albuquerque, Marco Antonio dos Santos, Maria Celeste Luz Ravacci Menck, Paulo Augusto Pinto, Paulo Roberto Nogara Rorato, Raimundo Bezerra da Costa, Raimundo Martins Filho, Sandra Aldar de Queiroz, Sandra Cássia de Souza, Silvío Gomes Monteiro, Umberto Tonhetti, Vânia Maldini Penna e Vera Lúcia Cardoso, pelo alegre convívio e companheirismo.

Ao meu amigo, colega da Faculdade de Agronomia e Zootecnia "Manoel Carlos Gonçalves" e interlocutor nas horas de folga, Engenheiro Agrônomo José Carlos Vila Nova Alves Pereira pelo apoio logístico durante minha permanência em Ribeirão Preto.

À Srta. Maria Cristina Campanelli, da EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, pela dedicação constante e por todo o trabalho com o editor de texto.

Ao Dr. Odo M.A.S.P.R.B. Primavesi, da EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, pela elaboração das figuras incluídas neste trabalho.

A todos aqueles que contribuíram direta ou indiretamente para a realização deste trabalho.

## HOMENAGEM

Aos profissionais que se foram desta vida durante a realização deste trabalho e que tanto se dedicaram à formação e ao desenvolvimento da raça Canchim:

Dr. Antonio Teixeira Vianna,

Dr. Alfonso Giuseppe Angelo Tundisi

e

Iracema da Silva Monteiro.

## ÍNDICE

ITEM	PÁGINA
1. INTRODUÇÃO .....	01
2. REVISÃO DE LITERATURA .....	03
2.1. Considerações Gerais sobre as Relações entre o Tamanho Corporal e a Eficiência Biológica em Bovinos de Corte.....	03
2.2. Efeitos de Fatores Ambientais sobre Características de Crescimento do Nascimento à Maturidade em Bovinos...	06
2.3. Médias para Características de Crescimento em Bovinos .....	26
2.4. Efeitos de Fatores Ambientais sobre Características de Fertilidade em Bovinos.....	29
2.5. Médias para Características de Fertilidade.....	38
2.6. Efeitos de Fatores Genéticos sobre Características de Crescimento .....	39
2.7. Efeitos de Fatores Genéticos sobre Características de Fertilidade em Bovinos.....	51
2.8. Relações entre Características de Crescimento e de Fertilidade em Bovinos de Corte.....	57
3. MATERIAL E MÉTODOS.....	67
3.1. A Raça Canchim.....	67
3.2. A Fazenda Canchim.....	69
3.3. Manejo e Alimentação dos Animais.....	72

3.4. Características Estudadas e Determinação da Geração, Cor da Pelagem e Estação do Ano.....	74
3.5. Análise Estatística .....	80
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	91
4.1. Médias e Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre o Peso Observado à Maturidade....	91
4.2. Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre as Características de Crescimento do Nascimento à Maturidade.....	102
4.3. Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre as Características de Fertilidade.....	120
4.4. Estimativas de Parâmetros Genéticos, Fenotípicos e Ambientais para as Características de Crescimento....	130
4.5. Estimativas de Parâmetros Genéticos, Fenotípicos e Ambientais para as Características de Fertilidade....	151
4.6. Coeficientes de Covariação e Estimativas de Co- herdabilidade entre as Características de Crescimento e de Fertilidade .....	157
4.7. Estimativas de Correlações Fenotípicas entre as Características de Crescimento e de Fertilidade.....	163
4.8. Estimativas de Correlações Ambientais e Residuais entre as Características de Crescimento e de Fertilidade.....	167
4.9. Estimativas de Correlações Genéticas entre as Características de Crescimento e de Fertilidade...	170
4.10. Avaliação Conjunta das Estimativas de Correlações	

entre as Características de Crescimento e de Fertilidade.....	178
5. CONCLUSÕES.....	191
6. RESUMO.....	195
7. SUMMARY.....	201
8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	207



## LISTA DE TABELAS

TABELA	PÁGINA
01. Médias para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD), aos 12 (P12), 18 (P18), 24 meses de idade (P24) e à maturidade (PM) em fêmeas Canchim criadas em regime de pasto, segundo vários autores (N = número de animais).....	27
02. Número de estimativas (N) e médias ( $\pm$ erro-padrão) para peso à maturidade em fêmeas de várias raças de bovinos.....	28
03. Número de estimativas (N) e médias para peso à maturidade em fêmeas de bovinos de acordo com o grupo genético.....	29
04. Número de estimativas (N) e médias ( $\pm$ erro-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP) e intervalo de partos (IP) em vários grupos genéticos, criados em condições tropicais.....	38
05. Número de estimativas (N) e médias para idade ao primeiro parto (IPP) e intervalo de partos (IP) em fêmeas de <i>Bos taurus</i> , <i>Bos indicus</i> e <i>Bos taurus</i> x <i>Bos indicus</i> , criadas em condições tropicais.....	39
06. Médias de estimativas de herdabilidade ( $h^2$ ) para características de crescimento em bovinos de corte (adaptado de WOLDEHAWARIAT et al., 1977).....	41
07. Estimativas de herdabilidade para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD), e aos 12 (P12), 18 (P18) e 24 meses de idade (P24), em fêmeas da raça Canchim criadas em regime de pasto, de acordo com vários autores.....	42

crescimento da progênie sobre o peso da vaca, segundo vários autores.....	81
17. Médias de estimativas de correlações genética ( $r^g$ ) e fenotípica ( $r^p$ ) entre características de crescimento e de fertilidade em fêmeas de bovinos (N = número de estimativas).....	63
18. Médias mensais para temperatura do ar, precipitação pluvial e umidade relativa do ar, em São Carlos, SP, no período de 1970 a 1984.....	71
19. Grupos de fêmeas contemporâneas de acordo com o ano e estação de observação do peso à maturidade.....	77
20. Número de observações de acordo com o ano de nascimento x geração da fêmea, estação de nascimento e cor da pelagem.....	79
21. Número de observações de acordo com a idade da mãe e geração da fêmea.....	80
22. Número de observações (N), médias (X), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (CV) e valores mínimos (MIN) e máximos (MAX) para as características de crescimento e fertilidade em fêmeas da raça Ganchim.....	92
23. Análise de variância do peso à maturidade.....	95
24. Número de observações (N), médias observadas (X), médias estimadas (LSM), erros-padrão (EP) e constantes de ajuste (CA), de acordo com o ano-estação de pesagem, para peso à maturidade .....	96
25. Número de observações (N), médias observadas (X), médias estimadas (LSM) e erros-padrão (EP) para peso à	

08. Estimativas de herdabilidade para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD) e aos 12 (P12) e 18 meses de idade (P18), em fêmeas de raças zebuínas, de acordo com vários autores.....	43
09. Médias de estimativas de herdabilidade ( $h^2$ erro-padrão) para peso à maturidade em fêmeas de diferentes raças de bovinos (N = número de estimativas) .....	44
10. Médias de estimativas de correlações genéticas ( $r^g$ ) e fenotípicas ( $r^p$ ) entre características de crescimento de bovinos de corte (N = número de estimativas).....	49
11. Médias de estimativas de correlações genéticas ( $r^g$ ), fenotípicas ( $r^p$ ) e ambientais ( $r^e$ ) entre características de crescimento de fêmeas da raça Ganchim.....	50
12. Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$ erro-padrão) para idade ao primeiro parto em vários grupos genéticos de bovinos, criados em diferentes locais (N = número de estimativas).....	52
13. Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$ erro-padrão) para o intervalo de partos em bovinos (N = número de estimativas).....	53
14. Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$ erro-padrão) para características de fertilidade em fêmeas de bovinos.....	55
15. Médias de estimativas de correlações genéticas ( $r^g$ ) e fenotípicas ( $r^p$ ) entre características de fertilidade em fêmeas de bovinos (N= número de estimativas).....	56
16. Coeficientes de regressão (b) de características de	

	maturidade, de acordo com a condição e a classe de fertilidade das fêmeas Canchim à pesagem.....	100
26.	Análise de variância das características de crescimento do nascimento à desmama.....	103
27.	Análise de variância das características de crescimento dos 12 meses de idade à maturidade .....	104
28.	Número de observações (N), médias (LSM) e erros-padrão (EP) para pesos à desmama (PES0205), aos 12 (PES0365), aos 18 (PES0550) e aos 24 meses de idade (PES0730), de acordo com a geração da fêmea.....	105
29.	Desvios relativos (%) para as características de crescimento de acordo com as gerações das fêmeas (G1 = geração 1; G2 = geração 2; G3 = geração 3).....	106
30.	Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para pesos de fêmeas Canchim, de acordo com o ano de nascimento.....	111
31.	Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para características de crescimento, de acordo com a estação de nascimento da fêmea.....	113
32.	Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para pesos aos 205 dias (PES0205) e aos 365 dias de idade (PES0365) de acordo com a idade da mãe da fêmea.....	115
33.	Distribuição de frequências do número de touros dentro de geração de acordo com a combinação da cor da pelagem das filhas e diferenças em relação ao total de touros.....	117
34.	Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para pesos de fêmeas Canchim, de acordo com a cor da pelagem.....	119

35. Análises de variância das características de fertilidade (IPP = idade ao primeiro parto; ISP = idade ao segundo parto; TC = taxa de concepção).....	121
36. Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para características de fertilidade, de acordo com a geração da fêmea.....	123
37. Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP), idade ao segundo parto (ISP) e taxa de concepção (TC), de acordo com o ano de nascimento da fêmea.....	124
38. Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP), idade ao segundo parto (ISP) e taxa de concepção (TC), de acordo com a estação de nascimento.....	127
39. Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para características de fertilidade, de acordo com a idade da mãe da fêmea.....	128
40. Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para características de fertilidade, de acordo com a cor da pelagem.....	130
41. Médias (LSM), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (%) fenotípica (CVP), ambiental (CVE), residual (CVR) e genético-aditiva (CVA), e estimativas do coeficiente de herdabilidade ( $h^2$ ), para características de crescimento...	131
42. Distribuição do número de filhas por touro.....	135
43. Estimativas de correlações genéticas, fenotípicas, ambientais e residuais entre características de	

crescimento.....	141
44. Médias (LSM±erro-padrão), coeficientes de covariação (%) fenotípica (CGVP), genético-aditiva (CGVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) para características de crescimento .....	143
45. Erros-padrão das correlações genéticas [EP (r <sup>g</sup> )] e erros-padrão calculados quando r = 0 [EP (H <sub>0</sub> :r = 0)].....	146
46. Médias (LSM), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (%) fenotípica (CVP), ambiental (CVE), residual (CVR) e genético-aditiva (CVA), e estimativas do coeficiente de herdabilidade (h <sup>2</sup> ), para características de fertilidade ....	152
47. Estimativas de correlações genética, fenotípica, ambiental e residual entre características de fertilidade.....	155
48. Médias (LSM), erros-padrão (EP) e coeficientes de covariação (%) fenotípica (CGVP), ambiental (CCVE), residual (CCVR) e genético-aditiva (CGVA), para características de fertilidade .....	155
49. Coeficientes de covariação (%) fenotípica (CGVP), genético-aditiva (CGVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) e co-herdabilidades (h <sup>2</sup> <sub>xy</sub> ), entre as características de crescimento e idades ao primeiro e segundo partos .....	159
50. Coeficientes de covariação (%) fenotípica (CGVP), genético-aditiva (CGVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) e co-herdabilidades (h <sup>2</sup> <sub>xy</sub> ), entre as características de crescimento e a taxa de concepção.....	160
51. Estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento e de fertilidade.....	164

52. Proporções (%) genético-aditivas (G) e ambientais (E) das correlações fenotípicas entre características de crescimento e de fertilidade.....	165
53. Estimativas de correlações ambiental e residual entre as características de crescimento e de fertilidade.....	169
54. Estimativas de correlação genética( $\pm$ erro-padrão) entre as características de crescimento e de fertilidade.....	171

## LISTA DE FIGURAS

FIGURA	PÁGINA
01. Médias para peso à maturidade de acordo com o ano-estação de pesagem.....	98
02. Médias para peso à maturidade de acordo com a condição à pesagem (P = parida; S= seca) e a classe de fertilidade (0, 1, 2, 3 e 4 bezerros produzidos).....	101
03. Interação heterose residual x idade para características de crescimento em fêmeas da raça Canchim.....	107
04. Perfil dos coeficientes de variação para as características de crescimento, de acordo com a idade das fêmeas (CVP = coeficiente de variação fenotípica, CVA = genético-aditiva, CVR = residual e CVE = ambiental)...	134
05. Perfil da variação dos coeficientes de covariação fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) entre as características de crescimento de acordo com os intervalos de idade do nascimento à maturidade.....	145
06. Variação das contribuições relativas dos componentes genéticos e ambientais para as correlações fenotípicas entre características de crescimento.....	150
07. Perfil dos coeficientes de covariação fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), ambiental (CCVE) e residual	



(CCVR) entre as características de crescimento e a taxa de concepção.....	151
08. Variação genético-aditiva das características de crescimento e de fertilidade, de acordo com a idade das fêmeas Canchim.....	162
09. Variação das contribuições relativas dos componentes genéticos e ambientais para as correlações fenotípicas entre as características de crescimento e a taxa de concepção .....	175
10. Perfil da variação das estimativas de correlação entre as características de crescimento e as idades ao primeiro e segundo partos.....	180
11. Perfil da variação das estimativas de correlação entre as características de crescimento e a taxa de concepção.....	182

## 1. INTRODUÇÃO

A carne bovina é uma das mais importantes fontes de proteína de origem animal na dieta da população humana brasileira. Embora o Brasil possua o quarto rebanho bovino do mundo, em termos do número de animais, a eficiência produtiva é muito baixa, quando comparada às regiões de clima temperado, e baixa quando comparada com algumas regiões intertropicais. A taxa de desfrute, avaliada pela proporção entre o número de bovinos comercializados e o número total de animais existentes no rebanho com idade acima de 8 meses, é de apenas 12% (CROTTY, 1980), muito abaixo dos índices obtidos nos Estados Unidos (42%), Canadá (34%), Austrália (21%) e menor que a média para a América do Sul (14,5%). Esta baixa eficiência produtiva está relacionada com a baixa taxa de nascimento de bezerros (40-50%), a alta taxa de mortalidade de bezerros até a desmama (10%), a elevada idade ao primeiro parto das novilhas (4-5 anos) e o longo tempo (4-5 anos) para que os animais atinjam o peso de abate (aproximadamente 430 kg de peso vivo).

A produtividade animal é resultante da utilização dos recursos genéticos e de ambiente, disponíveis em uma região, e das possíveis interações entre eles. A produção de carne, por outro lado, pode ser expressa como uma função da eficiência reprodutiva do rebanho de matrizes, da taxa de crescimento dos animais, e das características de carcaça (quantidade e qualidade).

As diferenças entre os recursos genéticos podem ser de duas categorias: (1) diferenças entre raças, tipos ou linhagens, e (2) diferenças entre animais dentro de raça, tipo ou linhagem.

O propósito básico do melhoramento genético animal é utilizar a variação genotípica entre animais, da maneira mais eficiente possível, com a finalidade de aumentar a média do valor genotípico da população para as características de importância econômica.

Sob o ponto de vista econômico, os dois grupos de características mais importantes, em qualquer sistema de produção (WILLHAM, 1971), são a eficiência reprodutiva do rebanho de vacas e a taxa de crescimento dos animais jovens. Entretanto, muito pouco se sabe sobre as relações de natureza genética entre as características de crescimento e as medidas de eficiência reprodutiva na população de bovinos de corte do Brasil.

O objetivo deste estudo é caracterizar as relações de natureza genética entre medidas de crescimento do nascimento à maturidade e de fertilidade em fêmeas da raça Canchim (aproximadamente 5/8 Charolês + 3/8 Zebu), criadas em regime exclusivo de pastagens com suplementação de sal mineralizado, na Fazenda Canchim, base física da Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual (UEPAE) de São Carlos, SP, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA).

Os resultados deste trabalho devem contribuir para o conhecimento científico sobre as relações entre características de crescimento, particularmente peso à maturidade, e fertilidade em bovinos de corte, o que é praticamente inexistente na literatura mundial.

## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1. Considerações Gerais sobre as Relações entre o Tamanho Corporal e a Eficiência Biológica em Bovinos de Corte

O melhoramento genético dos animais domésticos pode ser feito através da utilização da seleção e dos sistemas de acasalamento (TURNER & YOUNG, 1969). A seleção está relacionada com a escolha dos pais dos animais da geração seguinte e com a determinação do número de progênies que cada animal selecionado será permitido produzir. Os sistemas de acasalamento referem-se aos critérios usados na determinação de quais machos serão acasalados ou cruzados com quais fêmeas.

A diversidade genética existente entre as diferentes raças de bovinos de corte pode ser utilizada de três maneiras, segundo DICKERSON (1969), para melhorar a eficiência da produção de carne: (1) utilizando-se a raça melhor adaptada ao sistema de produção-manejo-comercialização existente na região ou país; (2) utilizando-se os sistemas de cruzamento entre raças, de forma permanente; e (3) desenvolvendo-se uma nova raça com o objetivo de sintetizar, em uma população, as qualidades de duas ou mais raças já existentes.

De acordo com CARTWRIGHT (1970), os sistemas de produção de bovinos de corte são caracterizados por um antagonismo genético entre os objetivos econômicos do aumento da taxa de crescimento até a idade de abate, na fase de produção (aumento em tamanho), e da redução das exigências nutricionais das matrizes do rebanho, na fase de reprodução (aumento em

número). Além disso, conforme ressaltado por DICKERSON (1978), na fase de reprodução o efeito adverso da forte associação positiva entre a taxa de crescimento e o tamanho à maturidade das matrizes é muito mais importante em bovinos de corte do que em qualquer outra espécie de animais domésticos, por causa da baixa taxa reprodutiva dos bovinos. O antagonismo genético entre características de crescimento e de reprodução em bovinos também foi considerado por PIRCHNER (1979), numa discussão sobre a seleção para maior musculabilidade e seus efeitos.

O aumento em tamanho ou peso corporal de um animal com o tempo pode ser visto como a definição mais simples de crescimento (SEEBECK, 1988; PARKS, 1982). A medida de tamanho mais comumente usada é o peso corporal (FITZHUGH, 1976), obtido ao nascimento, à desmama (geralmente ajustado para a idade-padrão de 205 dias), aos 12, 18, 24 e 30 meses de idade.

Durante os últimos decênios, a seleção para crescimento em bovinos de corte tem sido realizada com o objetivo de aumentar o peso corporal em diferentes idades como, por exemplo, peso aos 205 dias e peso aos 12 meses. Os trabalhos sobre resposta à seleção para aumento do peso corporal, em diferentes idades, têm evidenciado resultados positivos para as características selecionadas e também para características correlacionadas. Contudo, mudanças genéticas positivas, mas nem sempre desejáveis, também foram observadas para pesos ao nascimento e à maturidade em alguns experimentos de seleção (BRINKS et al., 1985; ANDERSEN et al., 1974; KOCH et al., 1974; SEIFERT, 1975a,b; FRAHM et al., 1985; IRGANG et al., 1985; RAZOOK, 1988).

A seleção para ganho em peso reduz a idade das novilhas à puberdade (WILTBANK et al., 1966; ARIJE & WILTBANK, 1971; SMITH et al., 1976). Mais recentemente, WOLFE et al. (1990) relataram que a seleção para peso e/ou musculatura não causou efeitos indesejáveis na idade à puberdade das novilhas. MACKINNON et al. (1990) não verificaram decréscimo no peso das progênie de vacas selecionadas para maior fertilidade.

Os experimentos de seleção para peso por idade foram sumarizados por BARLOW (1978), indicando ganhos genéticos de 1,5 kg/ano para peso à desmama e 3,8 kg/ano para peso aos 12 meses. Para pesos após a desmama, RAZOOK (1988) calculou a média da resposta à seleção em bovinos das raças Angus, Hereford, Shorthorn e cruzados de várias raças e encontrou o valor de 3,34kg/ano.

O aumento do peso à maturidade é associado com maiores ganhos em peso na fase pós-desmama e pesos à puberdade (LASTER et al., 1976), maior peso ao abate com grau de terminação aceitável (KOCH et al., 1976), maior tempo em confinamento para atingir peso ideal de abate (McMORRIS & WILTON, 1986), mas com pequenas diferenças em eficiência de conversão alimentar, quando os animais são abatidos com semelhantes graus de terminação ou proporções do tamanho à maturidade (TAYLOR & YOUNG, 1986; KLOSTERMAN, 1972; SMITH et al., 1976; KOCH et al., 1982).

O maior tamanho à maturidade também está associado com maior incidência de dificuldades de parto (MONTEIRO, 1969), períodos de gestação mais longos (TAYLOR, 1973), custos mais altos para manutenção do rebanho de vacas (SMITH & CUNDIFF,

1976), redução da eficiência produtiva (SANDERS, 1977; STEWART & MARTIN, 1981), intervalos de partos mais longos (CARPENTER et al., 1971; MARIANTE, 1978), maior idade ao primeiro parto (CARPENTER et al., 1973; FISS & WILTON, 1989): menor taxa de concepção (BAKER, 1982 ; LIMA, 1990),mas com menor probabilidade de nanismo de origem genética (DICKERSON, 1978). Com algumas exceções, o maior tamanho à maturidade parece não ser desejável em bovinos de corte. Isto depende, obviamente, das condições de ambiente (principalmente o nutricional) onde os animais são produzidos.

Os bovinos da raça Ganchim (aproximadamente 5/8 Charolês + 3/8 Zebu) são utilizados em vários sistemas de produção, tanto como raça pura como em cruzamentos, onde as diferenças em qualidade e quantidade dos alimentos disponíveis são importantes. A seleção e a utilização de genótipos apropriados, por outro lado, são necessárias para se atingir a eficiência desejável em bovinos de corte, principalmente em ambientes onde há diferenças importantes na quantidade e qualidade dos alimentos (CARTWRIGHT, 1970, 1974; SANDERS, 1977; BAKER, 1982; CARTWRIGHT & FITZHUGH, 1988; KOCH et al., 1989).

## 2.2. Efeitos de Fatores Ambientais sobre Características de Crescimento do Nascimento à Maturidade em Bovinos

Os efeitos de fatores de ambiente sobre características de crescimento são revisados e sumarizados a seguir. A determinação dos efeitos de fatores ambientais é importante para

o conhecimento da magnitude das causas de variação não-genéticas sobre as características estudadas, bem como para aumentar a acurácia das estimativas de parâmetros genéticos.

### 2.2.1. Ano de Nascimento

Entre os fatores ambientais considerados na análise de programas de melhoramento genético de bovinos de corte, o ano de nascimento tem sido o mais comum. O ano de nascimento das fêmeas pode influenciar as suas características de crescimento de várias maneiras. Na maioria dos casos, as diferenças devidas a este fator podem ser atribuídas às variações na disponibilidade de forragens, como uma consequência da flutuação anual na precipitação pluvial (PHERIGO et al., 1969; MALTOS et al. 1971; PACKER, 1977; KALM et al., 1978; OLIVEIRA, 1979; BARBOSA et al., 1979; ALENCAR & BARBOSA, 1982; BARBOSA, 1982; RAZOOK, 1988). Parte do efeito de ano de nascimento pode ser um reflexo das mudanças na média do valor genético da população, devido à utilização de touros e matrizes superiores (NEWMAN et al., 1973; RAZOOK, 1988). Além disso, as diferenças nas estimativas do efeito de ano de nascimento podem ser atribuídas ao aumento da endogamia, nos casos em que a formação de linhagens endogâmicas tenha sido o objetivo do programa (NWAKALOR et al., 1976; PENNA, 1990).

Devido ao grande número de trabalhos existentes sobre os efeitos do ano de nascimento nas características de crescimento, principalmente do nascimento à desmama, apenas



aqueles referentes à raça Ganchim são incluídos nesta revisão. Contudo, outros trabalhos com raças diferentes são sumarizados quando constatada a falta de informações sobre a raça Ganchim.

Resultados preliminares sobre os efeitos de fatores ambientais em características de crescimento de animais da raça Ganchim foram relatados por VIANNA & MIRANDA (1948), VIANNA et al. (1978), BARBIN (1969), NOVAES et al. (1974) e MATOS (1976). No entanto, os efeitos do ano de nascimento não foram discutidos quando o fator foi incluído no modelo de análise dos dados (NOVAES et al., 1974) e os demais autores não consideraram o efeito do ano de nascimento.

OLIVEIRA (1977), estudando o desenvolvimento ponderal de animais criados na EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, obteve efeitos significativos do ano de nascimento da bezerra nos pesos ao nascimento e à desmama (237 dias de idade). As maiores médias foram observadas no período de 1965 a 1973 e as menores no período anterior (1958 a 1964). Todavia, dentro de cada período considerado, houve flutuação nas médias para ambas as características.

Uma outra análise genética do crescimento até à desmama de bezerros da raça Ganchim, também nascidos e criados em São Carlos, SP, foi feita por PACKER (1977). O ano de nascimento dos bezerros (1958 a 1973) afetou de modo significativo ( $P < 0,01$ ) os pesos ao nascimento e à desmama (205 dias de idade), o ganho de peso diário e o peso por dia de idade na desmama, sendo todas as características corrigidas para a idade da vaca (mãe do bezerro) em uma análise prévia dos dados.

Dados de características de crescimento de fêmeas da

raça Canchim nascidas no período de 1958 a 1973 na EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, foram analisados por OLIVEIRA (1979). Ano de nascimento influenciou significativamente todos os pesos estudados, ou seja, ao nascimento e aos 6, 12, 18 e 24 meses de idade. As médias ajustadas para os outros efeitos incluídos no modelo, mostraram variação acentuada de acordo com os anos de nascimento.

BARBOSA et al. (1980) estudaram o desenvolvimento do nascimento aos 24 meses de idade em 915 fêmeas Canchim, nascidas de 1958 a 1975 na EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, incluindo no modelo matemático os efeitos da geração da fêmea (geração zero =  $5/8$  Charolês +  $3/8$  Zebu), ano e mês de nascimento, idade da vaca e touro. O efeito do ano de nascimento foi significativo para os pesos ao nascimento, à desmama (205 dias de idade), aos 12, 18 e 24 meses de idade, bem como para os ganhos de peso da desmama aos 12 meses, dos 12 aos 18 meses e dos 18 aos 24 meses de idade. Considerando as médias, para as várias características de acordo com o ano de nascimento, houve um máximo em 1960, uma redução no período 1961-1964, um segundo máximo em 1965, uma outra redução em 1966-1967 e uma tendência de estabilização das médias no período de 1969 a 1975.

ALENCAR et al. (1981) analisaram dados de 1231 fêmeas nascidas no período de 1960 a 1978, com o objetivo de estimar os efeitos da endogamia sobre os pesos ao nascimento e à desmama de animais da raça Canchim. O ano de nascimento influenciou significativamente a variação dos pesos estudados. Os resultados obtidos foram semelhantes aos relatados por BARBOSA et al.

(1980), já descritos anteriormente.

A maioria dos trabalhos realizados com a raça Canchim refere-se a animais nascidos e criados na Fazenda Canchim. Com o objetivo de se estudar os efeitos de fatores ambientais e genéticos sobre características de crescimento em animais pertencentes a outros rebanhos, ALENCAR & BARBOSA (1982) analisaram dados de pesos ao nascimento e à desmama (270 dias de idade) de 1404 bezerros (715 machos e 689 fêmeas), criados na Fazenda Baliza, da Companhia Agropecuária Jaboti, situada no município de Lucélia, SP. O ano de nascimento dos bezerros influenciou todos os pesos estudados. Todavia, não houve nenhuma tendência de aumento das médias de acordo com os anos de nascimento (1971 a 1979). O mesmo conjunto de dados foi utilizado por ALENCAR (1985), para estudar a interação touro x época de nascimento de bezerros Canchim. O efeito do ano de nascimento foi significativo para os pesos ao nascimento e à desmama (270 dias de idade), mesmo quando o efeito da interação foi incluído no modelo matemático.

Como pode ser depreendido dos trabalhos revisados até aqui, existe uma considerável ênfase no estudo de efeitos de fatores ambientais sobre características de crescimento até aos 24 meses de idade. O peso à maturidade das matrizes é uma característica importante sob o ponto de vista do custo de manutenção do rebanho (SMITH & CUNDIFF, 1978). Alguns trabalhos evidenciam os efeitos do ano de nascimento, da partição e de pesagem sobre o peso à maturidade de vacas de corte. Análises de componentes principais, em geral suportam o uso do peso da vaca como uma medida do tamanho à maturidade (LONG et al., 1975;

CARPENTER et al., 1978).

Efeitos significativos do ano de nascimento sobre o peso à maturidade de vacas de várias raças de bovinos de corte foram verificados por BRINKS et al. (1982), FITZHUGH et al. (1987), BROWN et al. (1972), MacNEIL et al. (1984), McCURLEY et al. (1984), CROAK-BROSSMAN et al. (1984), NADARAJAH et al. (1984) e MORRISON et al. (1989).

O ano da pesagem da vaca também influenciou o peso à maturidade nos trabalhos relatados por ANDERSON et al. (1973), GANTET et al. (1984), NADARAJAH et al. (1985) e MONTANO-BERMUDEZ & NIELSEN (1990). Efeitos significativos do ano da parição da vaca foram verificados por THORPE et al. (1980a), GREGORY et al. (1985) e FRAHM & MARSHALL (1985).

Estimativas de peso à maturidade obtidas pelo uso de funções de crescimento também são influenciadas pelo ano de nascimento da fêmea. Resultados de efeitos significativos do ano de nascimento sobre o peso à maturidade foram obtidos por DUARTE (1975), QUAAS (1985) e DENISE & BRINKS (1985).

Pelo exposto, pode-se concluir que o ano de nascimento é um fator importante na variação das características de crescimento em bovinos de corte. Portanto, deve ser considerado na análise de dados observados ao longo do tempo.

### 2.2.2. Mês ou Estação de Nascimento

Além das variações entre anos, há variação entre os meses (estações) dentro de um mesmo ano. O efeito do mês, ou da

estação de nascimento, é devido às diferenças qualitativas e quantitativas nas forragens disponíveis durante o ano. A disponibilidade de forragens em um determinado ano depende das condições climáticas, principalmente da distribuição de chuvas e temperatura, que por sua vez são os principais componentes na determinação das diferenças entre as estações do ano. O efeito da estação de nascimento também pode ser devido aos efeitos diretos da variação da temperatura ambiente durante o ano. O desenvolvimento normal do embrião pode ser prejudicado pela ação contínua do calor durante a gestação (YEATES, 1967). Entre os fatores climáticos que afetam o crescimento pré-natal, a temperatura do ar é o mais importante, segundo HAFEZ (1973). Em vacas de raças européias, gestantes na estação do verão em regiões tropicais, é frequente a parição de bezerras pequenos.

Efeitos significativos do mês de nascimento sobre os pesos até aos 24 meses de animais da raça Canchim foram verificados por VIANNA et al. (1978), BARBIN (1989), OLIVEIRA (1977, 1979), PACKER (1977), BARBOSA et al. (1979, 1980), ALENCAR et al. (1981), ALENCAR & BARBOSA (1982) e ALENCAR (1985). Alguns autores estudaram o crescimento até à desmama (OLIVEIRA, 1977; PACKER, 1977; ALENCAR & BARBOSA, 1982; ALENCAR, 1985) e os demais o crescimento do nascimento até aos 24 meses ou o peso aos 18 meses (BARBIN, 1989).

Com base nos resultados obtidos pelos vários autores, pode-se afirmar que o peso ao nascimento é geralmente maior para os animais nascidos durante o período das águas (outubro a abril). Os animais nascidos durante o período da seca (maio a setembro) são, em geral, mais pesados à desmama. Para os pesos

aos 12 e 24 meses de idade, a estação de nascimento mais favorável é o outono (abril-junho); resultados semelhantes foram obtidos por VIANNA & MIRANDA (1948), para animais cruzados Charolês x Zebu criados na Fazenda Canchim, São Carlos, SP. Quanto ao peso aos 18 meses de idade, os animais nascidos no inverno (julho a setembro) são mais pesados, uma vez que completam essa idade no final do período das águas.

O mês de nascimento não influenciou significativamente o peso ao nascimento de fêmeas Canchim, de acordo com os trabalhos de OLIVEIRA (1977, 1979), PACKER (1977) e BARBOSA et al. (1980).

Para pesos à desmama (205 dias) e aos 12, 18 e 24 meses, BARBOSA et al. (1980) verificaram efeitos significativos do mês de nascimento. As bezerras nascidas durante o verão (janeiro-março) e outono (abril-junho) foram mais leves à desmama (151 kg) e aos 18 meses (255 kg), do que aquelas cujos nascimentos ocorreram no inverno (julho-setembro) e primavera (outubro-dezembro). Para pesos aos 12 e 24 meses, por outro lado, as fêmeas nascidas nas estações do verão e outono foram mais pesadas do que as nascidas no inverno e primavera. Assim, observa-se que há alterações nos efeitos da estação de nascimento sobre os pesos de fêmeas Canchim, quando se analisa o crescimento em intervalos regulares, de seis meses cada, da desmama até aos 24 meses de idade.

A combinação dos fatores ano e estação de nascimento, de acordo com a sugestão de BROWN et al. (1972), foi utilizada por BARBOSA (1985a,b) para avaliar os efeitos de causas de

variação não-genéticas sobre os pesos ao parto e à desmama dos bezerros, em vacas da raça Ganchim. O efeito do fator ano-estação de nascimento foi significativo sobre a variação do peso ao parto das vacas. Contrastes lineares entre as médias mostraram que os maiores pesos foram observados em vacas que pariram no verão e outono ( $520 \pm 8$  kg), pesos intermediários para vacas que pariram no inverno ( $481 \pm 6$  kg) e os menores pesos ( $461 \pm 7$  kg) foram observados para as vacas que pariram na primavera.

Para peso da vaca à desmama do bezerro, BARBOSA (1986b) verificou que as vacas que desmamaram os bezerros no verão e no outono foram mais pesadas ( $472 \pm 6$  kg) do que aquelas que desmamavam os bezerros na primavera ( $454 \pm 7$  kg). As diferenças entre os pesos ao parto e à desmama foram significativas para as vacas cujos partos ocorreram no verão e no outono e desmamaram os bezerros, respectivamente, no inverno e na primavera. Isto é um reflexo da variação nas condições de ambiente nutricional, pois as vacas paridas no verão-outono passam o período da seca (abril-setembro) em regime de pastos de baixa qualidade e com menor disponibilidade de alimentos, além de estarem em lactação.

### 2.2.3 Idade da Vaca ao Parto ou Ordem de Partição

As modificações morfológicas e fisiológicas associadas com a idade da fêmea, provocam mudanças na capacidade produtiva das vacas. A idade da mãe do bezerro tem sido considerada na literatura como um fator ambiental de grande importância na fase de crescimento do nascimento à desmama. Em alguns casos, a idade

da vaca ao parto pode influenciar os pesos após a desmama, principalmente se esta for tardia (BARBOSA, 1982). A idade da vaca ao parto contribui para a variação nos pesos ao nascimento e à desmama através do tamanho e da produção de leite. Vacas jovens e idosas tendem a produzir menos leite do que aquelas com idades intermediárias (DAWSON et al., 1980; MELTON et al., 1967; KELLER, 1980). Para vacas Canchim, contudo, ALENCAR et al. (1985) não verificaram efeito da ordem de parição da vaca sobre a produção de leite.

Vários autores têm demonstrado que a idade da vaca Canchim afeta as características de crescimento das bezerras. OLIVEIRA (1977) verificou que vacas de primeira, segunda e terceira partições produziram bezerras mais leves ao nascimento (33,2 kg) do que as vacas de quarta parição em diante (34,9 kg). Para peso à desmama e ganho do nascimento à desmama, também foram verificados efeitos significativos da ordem de parição ( $P < 0,05$ ), sendo as vacas de terceira e quarta partições aquelas cujas filhas apresentaram as maiores médias.

OLIVEIRA (1979) estudou o efeito da idade da vaca ao parto nos pesos e ganhos de peso do nascimento aos 24 meses em fêmeas da raça Canchim. Houve efeito significativo apenas para o peso aos 6 meses e para o ganho de peso do nascimento aos 6 meses de idade. Em geral, as filhas de vacas com até 4 anos e de mais de 10 anos apresentaram pesos e ganhos de peso inferiores às demais classes de idade da vaca ao parto.

Dados de pesos ao nascimento e à desmama (270 dias de idade) de bezerros Canchim nascidos na Fazenda Baliza, Lucélia,



SP, foram analisados por ALENCAR & BARBOSA (1982). A idade da vaca ao parto não influenciou o peso ao nascimento, mas o peso aos 270 dias de idade aumentou com a idade da vaca até aos 8 anos e foi menor para as filhas de vacas de 3 anos de idade (197,3 kg) e de mais de 8 anos (202,3 kg).

A idade da vaca é uma importante fonte de variação nos pesos dos animais da raça Ganchim, principalmente para o peso à desmama. As fêmeas filhas de vacas de 6 a 9 anos de idade são, em geral, mais pesadas ao nascimento, à desmama e aos 12, 18 e 24 meses de idade. Isto demonstra que há necessidade de se levar em consideração a idade da vaca ou, alternativamente, a ordem de parição na análise de características de crescimento.

Para pesos após a desmama, não é muito comum encontrar efeito significativo da idade da vaca. No entanto, BARBOSA et al. (1980) obtiveram efeitos significativos da idade da vaca para pesos aos 205 dias e aos 12, 18 e 24 meses de idade. As médias para os vários pesos foram maiores para as fêmeas filhas de vacas de 4 a 10 anos de idade, com exceção daquelas filhas de vacas de 9 anos de idade. Esta exceção também foi detectada por PACKER (1977) para peso à desmama de bezerros Ganchim.

Em outras raças de bovinos de corte, alguns autores também verificaram efeitos significativos da idade da mãe sobre pesos observados após a desmama. Dentre eles, destacam-se BELTRÁN (1976) para peso aos 18 meses em animais da raça Brahman, PABST et al. (1977) para peso aos 400 dias em Charolês na Inglaterra, KALM et al. (1978) para peso aos 12 meses de animais da raça Charolêsa, criados na Suécia, MARIANTE (1978) para pesos aos 12 e 18 meses em animais da raça Nelore, BARBOSA (1982) para peso aos

18 e 24 meses em machos da raça Charolêsa, e ELER (1987) para peso aos 12 meses em animais da raça Nelore. Estes resultados indicam que o efeito residual da habilidade materna (produção de leite, principalmente) pode influenciar os pesos após a desmama, principalmente se esta for tardia.

BARBOSA (1986a,b) estudando os efeitos da idade da vaca ao parto sobre o peso de vacas Canchim, verificou que as vacas de até 5 anos de idade foram 51 kg mais leves ao parto do que as vacas mais velhas. Para peso da vaca à desmama do bezerro, as vacas de até 5 anos de idade foram 57 kg mais leves do que as vacas de mais de 5 anos. Após os 6 anos de idade, os pesos das vacas ao parto e à desmama se estabilizaram e não houve diferenças significativas entre as médias para ambos os pesos.

Efeitos significativos da idade da vaca sobre o peso à maturidade foram encontrados na maioria dos trabalhos revisados (BRINKS et al., 1962; FITZHUGH et al., 1967; ANDERSON et al., 1973; MORROW et al., 1978; HAYS & BRINKS, 1980; VENAMORE & RUDDER, 1983; CANTET et al., 1984; GREGORY et al., 1985; FRAHM & MARSHALL, 1985; BARBOSA, 1986a,b). Vacas primíparas tendem a produzir filhas mais leves à maturidade (QUAAS, 1985) e com menor variação do peso à maturidade (DeNISE & BRINKS, 1985). Vários autores verificaram que o peso da vaca aumenta com a idade até um determinado ponto, estabilizando-se ao redor dos 7 anos, mas varia de acordo com a raça ou grupo genético. Em geral, a utilização da idade da vaca como covariável nos modelos matemáticos não proporcionou a detecção de efeitos significativos. Por outro lado, o efeito conjunto da idade e condição reprodutiva até à

maturidade pode influenciar significativamente a variação do peso à maturidade. As fêmeas com pior desempenho reprodutivo são mais pesadas à maturidade do que aquelas com desempenho considerado satisfatório (SEIFERT et al., 1978; McCURLEY et al., 1984; LISBOA & FERNANDES, 1987).

#### 2.2.4. Geração

Em bovinos, a ocorrência da sobreposição de gerações é bastante comum. Uma geração relaciona-se com a seguinte pelos processos de amostragem dos genes presentes na geração dos pais e produção dos gametas que se unem para a formação dos zigotos da próxima geração. Se os processos de amostragem dos genes e da união dos gametas forem aleatórios, então diversas gerações de animais podem ser consideradas como representativas de uma única população. Por outro lado, se aqueles processos não forem aleatórios, devido a forças genéticas que promovem mudanças nas frequências gênicas e genotípicas como, por exemplo, a utilização de animais cruzados como reprodutores (desequilíbrio de ligação, segundo PIRCHNER, 1983), então aquelas frequências podem variar de uma geração para outra.

Geralmente, os programas de formação de novas raças de bovinos são conduzidos durante um determinado período de anos até a obtenção do grupo genético considerado mais adequado às condições ambientais existentes. A partir desse ponto, são realizados os acasalamentos entre animais cruzados (bimestiçagem) para obtenção das progênes da primeira geração da nova raça. Como o programa se desenvolve ao longo de vários anos, há sobreposição

de gerações e os animais contemporâneos podem pertencer a gerações diferentes.

A geração à qual o animal pertence é definida com base no número de segregações mendelianas a partir dos animais fundadores (BRINKS et al., 1961). No caso da raça Canchim, os animais fundadores são os cruzados 5/8 Charolês + 3/8 Zebu, filhos de touros da raça Charolêsa com vacas 3/4 Zebu + 1/4 Charolês. A geração do animal pode ser uma fonte de variação importante nas características de crescimento.

O estudo do desempenho de animais pertencentes a diferentes gerações é importante para a determinação da heterose que é mantida nas gerações secundárias (isto é, além da primeira geração de acasalamentos inter se), quando são consideradas as conclusões obtidas por BARBOSA & DUARTE (1989), sobre a utilização de cruzamentos e novas raças de bovinos de corte, e por BARBOSA (1990a), sobre a recomendação de sistemas de cruzamento, para as condições de produção existentes no Brasil. As principais dificuldades para a recomendação de sistemas de cruzamento são a falta de informações comparativas sobre o desempenho dos animais e a inadequação dos modelos propostos para prever níveis de heterose nas gerações secundárias.

Um outro aspecto importante do estudo do efeito do fator geração sobre o desempenho dos animais, refere-se à possibilidade de se determinar a importância da heterose relativa para as características observadas em diferentes idades. BARBOSA (1990b), com base nos resultados obtidos numa revisão das evidências experimentais sobre heterose, retenção de heterose e

efeitos da recombinação em sistemas de cruzamento entre raças de bovinos de corte, sugeriu a existência de interação entre causas da heterose e faixa etária dos animais para características de crescimento. Até à desmama, a heterose seria devida aos efeitos da dominância de fatores favoráveis. Para características de crescimento após a desmama a heterose seria causada, principalmente, pelos efeitos das interações gênicas não-alélicas. Além disso, foi verificado que a heterose residual, em termos relativos, diminuiu com o aumento da idade em que a característica era observada.

BARBOSA et al. (1980) verificaram efeitos da geração sobre os pesos aos 205 dias (desmama), aos 12, 18 e 24 meses em fêmeas da raça Canchim. As fêmeas da primeira geração foram 10,4 e 14 pontos percentuais mais pesadas do que aquelas de segunda e terceira gerações, respectivamente. A redução nas médias para os diferentes pesos foi maior da primeira para a segunda geração (10,38%) do que da segunda para a terceira geração (4,05%).

Para o peso à maturidade, BARBOSA (1986a) não verificou efeito significativo da geração sobre o peso ao parto em vacas da raça Canchim. Por outro lado, o efeito da geração foi significativo para o peso da vaca à desmama do bezerro, sendo as vacas de primeira geração ( $480 \pm 5$  kg) mais pesadas que aquelas da segunda e terceira gerações ( $458 \pm 5$  kg), de acordo com BARBOSA (1986b).

MORTARI (1976) verificou efeitos significativos da geração sobre os pesos ao nascimento e à desmama de bezerros da raça Nelore, criados no Estado de São Paulo, com aumento das

médias de acordo com a geração.

SEIFERT & KENNEDY (1972) avaliaram o desempenho de vacas F1 e F2 Africander x Hereford e Shorthorn (AX) e Brahman x Hereford e Shorthorn (BX), na Austrália, com base em índices de produtividade à desmama e aos 27 meses de idade. Em ambos os grupos genéticos houve efeito significativo da geração da vaca sobre os índices de produtividade. À desmama, as reduções da primeira para a segunda geração foram de 15,8 e 27,9 pontos percentuais para as vacas AX e BX, respectivamente. Para o índice de produtividade aos 27 meses de idade, as reduções foram de 17,6 e 21,0 pontos percentuais, nas vacas AX e BX, respectivamente.

Ainda na Austrália, SEEBECK & SEEBECK (1983) verificaram que o peso ao nascimento de animais F1, F2, F3 Hereford x Shorthorn aumentou com o número da geração. RUDDER et al. (1983), trabalhando com diversas gerações de animais Belmont Red e seus cruzamentos com fêmeas Brahman x Hereford e Africander x Hereford, verificaram efeitos significativos da geração sobre os pesos à desmama e aos 12 meses de idade.

Características de crescimento de animais puros das raças Angus (A) e Hereford (H) e cruzados A x H e H x A, pertencentes às gerações F1, F2 e F3, foram analisadas por KOCH et al. (1985). O efeito de tipo de acasalamento (puros, F1, F2, F3) foi significativo para a maioria das características. Contudo, ao invés de redução nas médias para os pesos ao nascimento, à desmama e aos 470 dias de idade da primeira para a segunda geração, os animais da geração F2 foram mais pesados do que os da geração F1. Isto foi devido, em parte, à heterose

materna, uma vez que os F1 são filhos de vacas Angus e Hereford, nas quais a heterose é nula. Por outro lado, entre a segunda e a terceira gerações houve redução no peso à desmama e no ganho de peso do nascimento até à desmama mantendo-se constantes as médias para peso ao nascimento e peso aos 470 dias de idade.

Três novas raças de bovinos de corte (MARC I, MARC II, MARC III) estão sendo desenvolvidas no Centro de Pesquisa de Gado de Corte, do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos, localizado em Clay Center, Nebraska (GREGORY et al., 1988). Os resultados, obtidos até à terceira geração de acasalamentos entre animais cruzados, indicaram que não houve redução nas médias para pesos ao nascimento, aos 200 dias de idade (desmama) e aos 12 meses. As médias para pesos das vacas também não diminuíram de acordo com o aumento do número de gerações, nos três grupos genéticos (KOGH et al., 1989). Em animais cruzados Angus x Hereford, MORRIS et al. (1986) também não verificaram redução das médias para características de crescimento até à desmama das três gerações estudadas. Para peso aos 12 meses, no entanto, o efeito de geração foi significativo e as médias reduziram linearmente de acordo com o aumento do número de gerações.

#### 2.2.5. Cor da Pelagem

A cor da pelagem dos bovinos é determinada pela quantidade do pigmento melanina, presente nos folículos pilosos e no pelo (SCHLEGER, 1962). Em geral, quanto maior a concentração dos grânulos de melanina, mais escura é a cor dos pelos.

A cor da pelagem dos bovinos influencia a quantidade da

radiação solar que é refletida. RHOAD (1940) e RIEMERSCHMID & ELDER (1945) estudaram a quantidade de energia solar absorvida, em raças de bovinos de diferentes cores, e verificaram que as raças com pelagens de tonalidades mais escuras absorviam maiores quantidades de calor que aquelas com pelagens mais claras. A quantidade de energia solar absorvida é o principal determinante da temperatura da pele nos bovinos (BONSMA & PRETORIUS, 1943). O aumento da temperatura da pele é acompanhado por uma aceleração de certas reações fisiológicas como, por exemplo, a respiração. A não ser que a energia supérflua, gerada no corpo do animal como um resultado da absorção da radiação solar, seja eliminada, a temperatura corporal também aumentará, provocando efeitos indesejáveis na produção dos animais.

Estudando a distribuição de bovinos de diferentes cores da pelagem na África do Sul, SIEGFRIED & HOFMEYR (1979) encontraram um coeficiente de correlação de 0,92 ( $P < 0,05$ ) entre a variação na cor da pelagem e localização geográfica dos animais. Em geral, os bovinos de pelagens mais escuras localizaram-se nas zonas de altitude mais elevada (800 a 1000 metros).

As características da pelagem dos bovinos podem ser importantes para a tolerância ao calor na região tropical. Para vários autores (BONSMA, 1949; McDOWELL, 1958, 1972), a pelagem clara e curta permite a dissipação do calor excedente por convecção, através da superfície da pele, além de refletir a radiação solar de maneira mais eficiente (YEATES, 1967).

SCHLEGER (1962) obteve estimativas de herdabilidade para cor da pelagem em bovinos das raças Hereford e Shorthorn, variando de 0,36 a 0,62 dependendo da época de amostragem dos



pelos para análise da cor da pelagem. Para a porcentagem de malhas pretas em Holandês Preto e Branco, KING et al. (1988) obtiveram uma estimativa de herdabilidade de  $0,22 \pm 0,17$ , enquanto VALLE et al. (1978) obtiveram o valor de  $0,98 \pm 0,16$ .

Em um estudo das relações entre cor da pelagem e crescimento de bovinos Hereford, Shorthorn e cruzados Africander x Hereford-Shorthorn, na Austrália, SCHLEGER (1962) verificou que os animais mais escuros apresentaram maior ganho de peso.

Em bovinos da raça Canchim, criados em regime de pasto em São Carlos, SP, SILVA (1973) não encontrou efeito da cor da pelagem no ganho de peso dos animais, mas o ritmo respiratório aumentou com a brancura da pelagem.

ARP et al. (1983) também não obtiveram efeito significativo da cor da pelagem (preta, vermelha e mista), sobre o ganho de peso de novilhos em confinamento e o rendimento de carcaça, em Oklahoma, Estados Unidos. Os pesos de bezerros das raças Holandesa Preta e Branca e Holandesa Vermelha e Branca, do nascimento aos seis meses, também não foram influenciados pela cor da pelagem, em Cuba (RIBAS & PONCE DE LEÓN, 1986).

PETERS et al. (1982), estudando a importância da cor da pelagem em bovinos Africander, cruzados Africander x raças européias e Africander x raças britânicas (Hereford, Shorthorn e Sussex), em um ambiente subtropical, verificaram que o peso das vacas e o peso dos bezerros à desmama não foram influenciados pela cor da pelagem das vacas.

BROWN (1961), estudando o desempenho produtivo de fêmeas da raça Nguni na África do Sul, verificou que as novilhas

de pelagem vermelha foram significativamente mais pesadas aos 30 meses de idade do que as de pelagem preta.

FINCH & WESTERN (1977) realizaram um experimento com bovinos de diferentes cores da pelagem no Quênia, a 1400 metros de altitude. Os autores verificaram que os animais de pelagem escura absorveram maior quantidade de radiação solar e consumiram maior quantidade de água, mas perderam menos peso corporal durante a época da seca e ganharam peso mais rapidamente após a mesma, do que os animais de pelagem clara

De acordo com TURNER & SCHLEGER (1960) a pelagem fina e lisa é importante para facilitar a dissipação do calor em bovinos, mas talvez seja ainda de maior significância como um indicador da eficiência metabólica ou da capacidade de reagir favoravelmente ao estresse da radiação solar, particularmente nos animais de pelagem mais escura.

### 2.3. Médias para Características de Crescimento em Bovinos

Vários trabalhos foram realizados sobre o crescimento de fêmeas da raça Canchim, principalmente do nascimento até à desmama. As médias para pesos nas várias idades são apresentadas na TABELA 1. A diversidade de resultados para peso à desmama é reflexo das diferenças quanto à idade dos bezerros à desmama e quanto aos rebanhos cujos dados foram analisados.

ROSA et al. (1984) descreveram os resultados gerais do controle de desenvolvimento ponderal das raças zebuínas (Nelore, Guzará, Gir, Tabapuã e Indubrasil). Em geral, as médias para as

características de crescimento em fêmeas da raça Ganchim (TABELA 1) são maiores, nas várias idades, do que aquelas obtidas por ROSA et al.(1984), exceto para peso aos 12 meses de fêmeas da raça Indubrasil (213 kg).

Quanto ao peso à maturidade, as vacas da raça Ganchim apresentam média de 485 kg (TABELA 1). Observações do peso à maturidade de vacas de várias raças de bovinos foram analisadas por vários autores; as médias calculadas pelo autor deste trabalho estão nas TABELAS 2 e 3.

As estimativas de peso à maturidade referem-se, na sua grande maioria, às raças de Bos taurus, principalmente Angus e Hereford. Para as raças de Bos indicus há um menor número de estimativas; poucas informações existem na literatura para peso à maturidade de fêmeas cruzadas Bos taurus x Bos indicus. Embora existam diferenças nos sistemas de produção nos quais as estimativas foram obtidas, observa-se que as fêmeas de Bos taurus são maiores à maturidade do que as de Bos indicus e cruzadas Bos taurus x Bos indicus. Nesse sentido, a classificação de BUTTRAM & WILLHAM (1989), em raças de tamanho pequeno (400 kg), médio (450 kg) e grande (525 kg), parece refletir respectivamente as diferenças existentes entre fêmeas de Bos indicus, Bos taurus x Bos indicus e Bos taurus para peso à maturidade. A raça Ganchim situa-se em posição intermediária entre os tamanhos médio e grande para peso à maturidade.

TABELA 1 - Médias para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD), aos 12 (P12), 18 (P18), 24 meses de idade (P24) e à maturidade (PM) em fêmeas da raça Canchim criadas em regime de pasto, segundo vários autores (N = número de animais)

Autor	N	Médias estimadas, kg					
		PN	PD*	P12	P18	P24	PM
NOVAES et al. (1974)	928	-	179 <sup>a</sup>	-	-	-	-
MATOS (1976)	40	27,3	-	-	-	-	-
OLIVEIRA (1977)	422	34,0	205 <sup>b</sup>	-	-	-	-
PACKER (1977)	913	35,9	179 <sup>c</sup>	-	-	-	-
OLIVEIRA (1979)	711	34,2	161 <sup>d</sup>	220	282	343	-
BARBOSA et al. (1980)	915	34,1	161 <sup>c</sup>	206	261	319	-
ALENCAR et al. (1981)	1231	34,4	176 <sup>c</sup>	-	-	-	-
ALENCAR & BARBOSA (1982)	689	37,1	199 <sup>e</sup>	-	-	-	-
BARBOSA (1986a,b)	677	-	-	-	-	-	485

\* a, b, c, d, e para idade à desmama aos 210, 237, 205, 180 e 270 dias, respectivamente.

TABELA 2 - Número de estimativas (N) e médias ( $\pm$  erros-padrão) para peso à maturidade em fêmeas de várias raças de bovinos

Raça	N	Média, kg	Erro-padrão
Africander	4	404	17
Angus	13	465	10
Brahman	5	442	16
Brangus	1	450	4
Bonsmara	1	445	-
Canchim	2	485	5
Charolês	5	552	27
Criollo	1	439	26
Devon	1	452	3
Guzerá	1	472	46
Hereford	20	510	9
Holandês	2	513	39
Nelore	5	616	27
Pardo Suíço	2	484	45
Red Poll	1	554	6
Santa Gertrudis	2	466	10
Shorthorn	4	457	25
Simental	1	700	40
Zebu Africano	15	360	17

Fonte: Ver referências identificadas com [2].

TABELA 3 - Número de estimativas (N) e médias para peso à maturidade em fêmeas de bovinos de acordo com o grupo genético

Grupo genético	N	Média ± erro-padrão, kg
<i>Bos taurus</i>	50	499 ± 16
<i>Bos indicus</i>	30	428 ± 19
Novas raças	6	466 ± 7
<i>Bos taurus</i> x <i>Bos taurus</i>	39	513 ± 9
<i>Bos taurus</i> x <i>Bos indicus</i>	4	459 ± 14
<i>Bos indicus</i> x <i>Bos taurus</i>	2	423 ± 16

Fonte: Ver referências identificadas com [3].

## 2.4 Efeitos de Fatores Ambientais sobre Características de Fertilidade em Bovinos

### 2.4.1 Ano de Nascimento ou Ano de Partição

Entre as fontes de variação não-genéticas que podem influenciar as características de fertilidade em fêmeas de bovinos (idade ao primeiro parto, intervalo de partos, número de serviços por concepção, etc), o ano de nascimento é uma das mais importantes. Os efeitos do ano de nascimento são devidos às mudanças climáticas, de manejo reprodutivo e alimentar do rebanho e na média do valor genético dos animais para as características de reprodução e/ou características correlacionadas, no decorrer do tempo. Alguns autores estudaram o efeito do ano de nascimento sobre características de reprodução em fêmeas Ganchim.

OLIVEIRA FILHO (1977) analisou as observações de idade

ao primeiro parto de 447 fêmeas Canchim, nascidas no período de 1958 a 1971 na Fazenda Canchim, São Carlos, SP. O ano de nascimento da fêmea influenciou a idade ao primeiro parto, havendo grande oscilação das médias. Considerando a média ( $1388 \pm 14,5$  dias), os anos de nascimento de 1958, 1961, 1963 a 1965, e 1967 foram desfavoráveis para a idade ao primeiro parto. As fêmeas nascidas nos anos de 1968, 1969 e 1971 tiveram idades ao primeiro parto menores ( $1220 \pm 22$  dias), evidenciando o efeito da mudança do manejo reprodutivo ocorrida em 1969, quando houve uma pequena redução na idade das novilhas por ocasião da entrada em reprodução (ALENCAR & BARBOSA, 1981). Em um outro rebanho Canchim, BEOLCHI & CUNHA (1977) encontraram a média de  $1015 \pm 4,6$  dias para a idade ao primeiro parto de 493 novilhas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu e Canchim. No entanto, os efeitos do ano de nascimento não foram avaliados.

Informações sobre idade ao primeiro parto de fêmeas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu e Canchim, obtidas nas Fazendas São Jorge e Guará, situadas nos municípios de Cedral e Gurolândia, respectivamente, foram estudadas por ALENCAR et al. (1982). As médias para a idade ao primeiro parto foram de  $1003,8 \pm 2,4$  dias e  $1022,5 \pm 13,0$  dias, respectivamente para as fêmeas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu e Canchim. O ano de nascimento da vaca não influenciou a idade ao primeiro parto em nenhum dos grupos genéticos.

ALENCAR & BUGNER (1986) estudaram os efeitos de vários fatores ambientais sobre a idade ao primeiro parto de 543 fêmeas Canchim. Considerando o efeito significativo de ano de nascimento as médias da idade ao primeiro parto diminuíram de acordo com o decorrer dos anos.

O intervalo de partos é uma medida importante na avaliação da eficiência reprodutiva dos rebanhos de bovinos de corte, determinando a produtividade das vacas (PLASSE et al., 1968). Uma medida alternativa ao intervalo de partos é a idade da fêmea por ocasião dos seus partos, como proposto por BOURDON & BRINKS (1983). O ano de parição é uma fonte de variação potencial da duração do intervalo de partos, bem como da idade da vaca nos diferentes partos.

Alguns trabalhos sobre o intervalo de partos na raça Canchim mostraram efeitos significativos do ano de parição (OLIVEIRA FILHO et al., 1979) e do ano de início do intervalo (ALENCAR et al., 1984). Em ambos os casos, os intervalos mais longos foram associados com períodos de menor disponibilidade de pastagens.

Efeitos significativos do fator ano-estação de nascimento da fêmea sobre a idade ao segundo parto foram verificados por BOURDON & BRINKS (1983) e SMITH et al. (1989) em Angus, Hereford e Red Angus, AZZAM & NIELSEN (1987) em vacas cruzadas, e BUDDENBERG et al. (1989) na raça Angus.

#### 2.4.2. Estação de Nascimento ou de Parição

As variações climáticas e nutricionais que ocorrem dentro de cada ano podem influenciar a idade ao primeiro parto, o intervalo de partos e outras características de reprodução. Em geral, o efeito dessas variações é avaliado através da utilização de variáveis de classificação como mês, estação ou época de nascimento ou parição.



Para idade ao primeiro parto de fêmeas da raça Ganchim, OLIVEIRA FILHO (1977) verificou que não houve diferenças significativas atribuídas ao fator estação de nascimento. ALENCAR et al. (1982) também não obtiveram efeito do mês de nascimento sobre a idade ao primeiro parto de novilhas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu e Ganchim.

Quanto ao intervalo de partos em fêmeas Ganchim, OLIVEIRA FILHO (1977) verificou que a época de parição não influenciou significativamente a característica, embora as vacas paridas na estação chuvosa (outubro a março) tenham apresentado intervalos mais curtos (582,2 dias) do que as vacas paridas na estação seca (637,1 dias). Resultados opostos foram obtidos por ALENCAR et al. (1984), onde o mês do início do intervalo (mês da parição anterior) influenciou significativamente a duração do intervalo, sendo as menores médias observadas para as vacas paridas no período de maio a outubro (395,4 dias) e as maiores para aquelas paridas na estação chuvosa (416,8 dias). A principal razão para a diferença nos resultados obtidos em ambos os trabalhos pode ter sido o efeito da suplementação alimentar durante a seca, praticada no rebanho cujos dados foram analisados por ALENCAR et al. (1984).

Considerando os resultados obtidos pelos autores mencionados anteriormente, verifica-se que há uma tendência de intervalos de partos menores quando começados na época da seca (outono e inverno), especialmente nos rebanhos bem manejados e com algum tipo de suplementação alimentar durante a seca. Resultados opostos foram obtidos em rebanhos sem suplementação

alimentar das vacas durante o período da seca (junho-setembro).

### 2.4.3. Ordem do Parto ou Idade da Vaca

A ordem do parto reflete as mudanças morfológicas e fisiológicas que ocorrem durante a vida útil da vaca no rebanho. As vacas de primeira parição têm exigências nutricionais maiores, uma vez que ainda não completaram o desenvolvimento corporal e, por isso, podem apresentar intervalos de partos maiores entre a primeira e a segunda partições.

OLIVEIRA FILHO (1977) verificou que a ordem de parto foi o fator mais importante sobre a variação do intervalo de partos de vacas Canchim, criadas em regime de pasto em São Carlos, SP. O primeiro intervalo foi o mais longo (666 dias), diminuiu até o quarto intervalo, para 534 dias, e depois aumentou ligeiramente para os intervalos entre a quinta e nona partições (548 dias). Resultados semelhantes foram obtidos por ALENCAR et al. (1984) para vacas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu, mas a duração do intervalo de partos diminuiu linearmente do primeiro (423 dias) até o sexto partos (395 dias). O efeito da ordem do parto não foi significativo para o intervalo de partos das vacas Canchim.

### 2.4.4 Geração

Os trabalhos realizados com dados de características reprodutivas de fêmeas da raça Canchim por OLIVEIRA FILHO (1977) e ALENCAR et al. (1982, 1984) não levaram em consideração o fator

geração. Em bovinos da raça Pitangueiras (aproximadamente 5/8 Red Poll + 3/8 Guzerá), no entanto, LÔBO et al. (1988) verificaram efeitos significativos da geração da vaca sobre a idade à primeira concepção, idade ao primeiro parto, intervalo de partos e período de serviço. As vacas da primeira geração ( $P_1 = 5/8$  Red Poll +  $3/8$  Guzerá) apresentaram menores idades ao primeiro parto e intervalo de partos mais curtos do que as vacas da segunda geração ( $P_2 = P_1 \times P_1$ ) e da terceira geração.

Na Austrália, SEIFERT & KENNEDY (1972) verificaram que a taxa de concepção de vacas  $F_1$  Brahman x Hereford-Shorthorn foi maior do que a das vacas da geração  $F_2$ . Em uma outra população composta de vacas  $F_1$  e  $F_2$  Africander x Hereford-Shorthorn, os mesmos autores não observaram diferença significativa na taxa de concepção das vacas, embora tenha ocorrido uma redução na taxa de concepção das vacas  $F_2$ .

MackINNON et al. (1989), em uma análise dos dados de taxa de parição dos rebanhos Africander, Brahman, Hereford-Shorthorn (HS), Africander x HS (AX), Brahman x HS (BX) e AX x BX (AXBX), verificaram que os efeitos da geração, nos grupos genéticos resultantes de cruzamentos, foram significativos e variaram de acordo com os grupos genéticos.

Em um estudo de avaliação do desempenho produtivo de vacas cruzadas Pardo-Sulço x Zebu na Índia, HEGADE & BHATNAGAR (1985) obtiveram efeitos significativos da geração da vaca sobre a idade ao primeiro parto e duração da vida útil. As vacas da geração  $F_2$ , resultantes de acasalamentos entre mestiços  $F_1$ , apresentaram idade ao primeiro parto significativamente maior que

as demais. Por outro lado, as vacas F1 tiveram vida útil mais longa que aquelas das demais gerações. REDDY & NAGARGENKAR (1988), trabalhando com várias gerações de fêmeas da raça Sahiwal, na Índia, também verificaram que a idade ao primeiro parto foi influenciada pelo fator geração da novilha.

No Brasil, LEMOS (1986) obteve efeito significativo da geração da vaca Pitangueiras na variação do número de serviços por concepção. As vacas da primeira geração (5/8 Red Poll + 3/8 Guzerá) apresentaram um maior número de serviços por concepção (2,17) do que aquelas das gerações seguintes (1,52), apesar de terem um maior grau de heterozigose (75%).

SYRSTAD (1989) analisou os resultados obtidos em 14 experimentos de cruzamentos entre raças européias e zebuínas, conduzidos em regiões tropicais, nos quais o objetivo foi comparar o desempenho de vacas F1 e F2 para produção de leite. O efeito de geração foi significativo ao sumarizar os resultados. As vacas da primeira geração tiveram menor idade ao primeiro parto (-2,3 meses) e menor intervalo de partos (-26 dias) do que as da segunda geração.

#### 2.4.5. Cor da Pelagem

VALLE et al. (1978) verificaram que vacas da raça Holandesa Preta e Branca com maior porcentagem de preto na pelagem (41-60%) apresentaram maior número de serviços por concepção do que vacas mais claras.

Em vacas Pitangueiras, LEMOS (1986) não verificou

efeito significativo da tonalidade da pelagem sobre a idade ao primeiro parto, o número de serviços por concepção, o período de serviço e o intervalo de partos. No entanto, as vacas mais escuras apresentaram maior aumento da temperatura retal medida pela manhã e à tarde, do que as vacas com tonalidade da pelagem mais clara.

KING et al. (1988) obtiveram efeitos significativos da interação cor da pelagem x estação de parição para número de serviços por concepção e período de serviço, em vacas da raça Holandesa criadas no Arizona, Estados Unidos. As vacas brancas (< 40% de preto na pelagem), que pariram no final do inverno (fevereiro-março), apresentaram menores período de serviço e número de serviços por concepção do que as demais.

A relação entre cor da pelagem da orelha e do corpo com a incidência de hipoplasia ovariana na raça Swedish Mountain foi estudada por SETTERGREN (1962) em mais de 7000 fêmeas. A cor da pelagem foi classificada em uma escala de zero (completamente colorida) a dez (completamente branca) e os ovários em três classes (normal, duvidoso e hipoplásico). A grande maioria (99,7%) das fêmeas com ovários hipoplásicos era das classes nove e dez de cor da pelagem. Mais da metade dos animais com ovários normais estava na classe zero (orelhas completamente coloridas). Com base nos resultados obtidos, SETTERGREN (1962) concluiu que os animais com ovários hipoplásicos eram, em média, mais claros que aqueles com ovários normais.

## 2.5. Médias para Características de Fertilidade

As médias para idade ao primeiro parto e intervalo de partos, em várias raças de bovinos, são mostradas na TABELA 4, com base nos trabalhos de revisão da literatura elaborados por MATTOS & ROSA (1984), BARBOSA & DUARTE (1989), BARBOSA (1990a), GALINA & ARTHUR (1989a,b) e PENNA (1990). Com o objetivo de facilitar a discussão, as médias foram ponderadas de acordo com o número de observações e são sumarizadas na TABELA 5 para as raças de Bos taurus, Bos indicus e aquelas resultantes de cruzamentos entre raças de Bos taurus e de Bos indicus. As raças zebuínas, mais numerosas e abundantes nas regiões tropicais, geralmente apresentam a ocorrência do primeiro parto aos 40 meses de idade, enquanto nas raças de Bos taurus o primeiro parto ocorre, em média, aos 32,3 meses. A idade ao primeiro parto das fêmeas de raças derivadas de cruzamentos Bos taurus x Bos indicus é ligeiramente inferior (36,7 meses) àquela das raças zebuínas, mas ainda maior que a média das raças de Bos taurus (TABELA 5). As mesmas tendências são observadas para o intervalo de partos.

Além das diferenças genéticas existentes entre os vários grupos genéticos relacionados nas TABELAS 4 e 5, deve ser ressaltado que o estresse nutricional, principalmente em fêmeas jovens, é o principal fator na determinação do nível de fertilidade dos rebanhos (TOPPS, 1977). Como os vários grupos genéticos foram criados em diferentes condições de ambiente e manejo, as médias refletem nada mais que as tendências em termos de idade ao primeiro parto e intervalo de partos.

**TABELA 4 - Número de estimativas (N) e médias ( $\pm$  erros-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP) e intervalo de partos (IP) em vários grupos genéticos criados em condições tropicais**

Grupo genético	N	IPP, dias	N	IP, dias
Brahman	-	-	6	457 $\pm$ 21
Canchim	4	1195 $\pm$ 105	3	477 $\pm$ 40
Charbray	1	807	1	371
Charolês	-	-	3	545 $\pm$ 61
Criollo	-	-	3	460 $\pm$ 18
Gir	11	1458 $\pm$ 11	7	519 $\pm$ 23
Guzerá	11	1331 $\pm$ 31	11	525 $\pm$ 17
Hariana	13	1461 $\pm$ 64	8	478 $\pm$ 15
Holandês	14	998 $\pm$ 55	20	455 $\pm$ 12
Indubrasil	6	1349 $\pm$ 33	4	578 $\pm$ 31
Jersey	5	843 $\pm$ 43	4	441 $\pm$ 12
Nelore	18	1346 $\pm$ 25	15	468 $\pm$ 13
Pardo-Sulço	5	1084 $\pm$ 128	5	481 $\pm$ 18
Sahiwal	10	1242 $\pm$ 67	3	447 $\pm$ 24
Santa Gertrudis	-	-	3	545 $\pm$ 128
Tabapuã	1	1277 $\pm$ 168	1	444 $\pm$ 118
Tharparkar	9	1315 $\pm$ 82	5	450 $\pm$ 33
Zebu de Corte	18	1306 $\pm$ 64	13	536 $\pm$ 24
Zebu Leiteiro	62	1007 $\pm$ 17	17	435 $\pm$ 21
Zebu Leiteiro Australiano	-	-	3	478 $\pm$ 36

Fonte: Adaptado de MATTOS & ROSA (1984), BARBOSA & DUARTE (1989), GALINA & ARTHUR (1989a,b), BARBOSA (1990a) e PENNA (1990).

TABELA 5 - Número de estimativas (N) e médias para idade ao primeiro parto (IPP) e intervalo de partos (IP) em fêmeas de *Bos taurus*, *Bos indicus* e *Bos taurus* x *Bos indicus* criadas em condições tropicais

Grupo genético	N	IPP, dias	N	IP, dias
<i>Bos taurus</i>	24	984±39	35	465±8
<i>Bos indicus</i>	159	1217±11	90	502±7
<i>Bos taurus</i> x <i>Bos indicus</i>	5	1117±105	10	487±39
Total	188	1185±10	135	491±5

Fonte: Ver referências identificadas com [5].

## 2.6. Efeitos de Fatores Genéticos sobre Características de Crescimento

### 2.6.1. Herdabilidade

As diferenças entre animais, para uma característica, são causadas pelas variações dos fatores ambientais (ano de nascimento, estação de nascimento, idade da mãe, etc) e dos fatores genéticos (touro, vacas dentro de touros) e, possivelmente, pelas interações entre os dois grupos de fatores. As diferenças causadas por fatores genéticos podem ser devidas à ação aditiva dos genes e às interações gênicas alélicas (dominância) e não-alélicas (epistasia). As diferenças genéticas aditivas são consistentemente transmitidas de geração a geração (LUSH, 1945) e o conceito de herdabilidade é usado para avaliar a



Importância da ação aditiva dos genes na variação fenotípica de uma característica numa população, em um determinado espaço de tempo. Segundo LUSH (1945), a herdabilidade no sentido restrito é conceituada como a fração da variação fenotípica que é devida às diferenças genéticas aditivas entre os animais, para uma determinada característica, em uma população. A herdabilidade refere-se, portanto, à média dos efeitos dos genes (FALCONER, 1960), transmitidos de geração a geração. A obtenção de estimativas de herdabilidade é importante para o delineamento de programas de melhoramento genético animal.

Estimativas de herdabilidade para características de crescimento, principalmente do nascimento à desmama, em bovinos de corte de raças de Bos taurus, de Bos indicus e de Bos taurus x Bos indicus (raças tauríndicas) têm sido obtidas por vários autores. Um sumário das estimativas de herdabilidade foi preparado por WOLDEHAWARIAT et al. (1977). As médias das estimativas para características de crescimento de gado de corte são apresentadas na TABELA 8.

Considerando as médias ponderadas das estimativas de herdabilidade, observa-se que o menor valor obtido foi para o ganho do nascimento à desmama (0,06), estimado pela regressão progênie-pai (TABELA 8). Os valores mais altos foram obtidos para características pouco influenciadas por efeitos maternos e pela variação do ambiente nutricional, como peso final em confinamento (0,46) e eficiência de conversão alimentar (0,45).

Para características de crescimento em fêmeas da raça Canchim, vários autores trabalharam com diferentes amostras de dados, utilizando modelos analíticos diferentes, e obtiveram as

2

**TABELA 8 - Médias de estimativas de herdabilidade (h) para características de crescimento em bovinos de corte (adaptado de WOLDEHAWARIAT et al., 1977)**

Características	Médias Ponderadas *			Média
	GMP	RPP	C+R	
Peso ao nascimento	0,45	0,42	0,45	0,39
Ganho de peso até à desmama	0,33	0,06	0,30	0,25
Peso à desmama	0,26	0,13	0,24	0,31
Conformação à desmama	0,42	0,24	0,38	0,35
Ganho de peso em confinamento	0,32	0,47	0,34	0,45
Ganho de peso em pastagens	0,34	0,21	0,30	0,34
Peso final em confinamento	0,47	0,44	0,46	0,47
Peso aos 12 meses em pastagens	0,44	0,43	0,44	0,39
Conformação final (confinamento)	0,46	0,18	0,36	0,35
Conformação final (pastagens)	0,34	0,16	0,30	0,28
Eficiência de conversão alimentar	0,47	0,38	0,45	0,47

\* GMP = Correlação entre Meio-Irmãos Paternos;

RPP = Regressão Progênie-Pai;

C+R = Correlação e Regressão.

estimativas de herdabilidade mostradas na TABELA 7. Em relação às médias obtidas por WOLDEHAWARIAT et al. (1977), verifica-se que as médias das estimativas de herdabilidade são ligeiramente inferiores, sugerindo que a proporção da variância fenotípica devida às diferenças genéticas é menor nas fêmeas da raça Canchim

do que nas populações de gado de corte incluídas no sumário de estimativas de herdabilidade apresentado na TABELA 6.

Para características de crescimento de fêmeas de raças zebuínas (Gir, Guzerá e Nelore), as estimativas de herdabilidade obtidas por vários autores são mostradas na TABELA 8. Em relação às médias das estimativas de herdabilidade obtidas para características de crescimento de fêmeas Canchim (TABELA 7), verifica-se que as médias calculadas com os valores mostrados na TABELA 8 são semelhantes para as características correspondentes.

As estimativas de herdabilidade para peso à maturidade, obtidas por vários autores em diferentes raças de bovinos, são sumarizadas na TABELA 9. A amplitude de variação das estimativas de herdabilidade para peso à maturidade em fêmeas é de 0,21 a

TABELA 7 - Estimativas de herdabilidade para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD), e aos 12 (P12), 18 (P18) e 24 meses (P24), em fêmeas da raça Canchim criadas em regime de pasto, de acordo com vários autores

Autores	Estimativas de Herdabilidade				
	PN	PD	P12	P18	P24
OLIVEIRA (1977)	0,34	0,19	-	-	-
OLIVEIRA (1979)	0,39	0,27	0,36	0,47	0,42
SILVA et al. (1979)	0,37	0,16	0,27	0,37	0,38
BARBOSA et al. (1980)	0,38	0,16	0,27	0,37	0,38
ALENCAR et al. (1981)	0,35	0,47	-	-	-
Média	0,37	0,25	0,30	0,40	0,39

**TABELA 8 - Estimativas de herdabilidade para pesos ao nascimento (PN), à desmama (PD) e aos 12 (P12) e 18 meses de idade (P18), em fêmeas de raças zebuínas, de acordo com vários autores**

Autor	Raça	PN	PD	P12	P18
CARNEIRO & PEREIRA(1988)	Guzerá (Gu)	0,38	-	-	-
CARNEIRO et al. (1972)	Gu e Nelore	-	-	0,39	-
SAMPAIO (1974)	Guzerá	-	-	-	0,70
CUBAS (1978)	Nelore (Ne)	-	0,13	0,55	-
REIS (1978)	Nelore	-	0,58	-	0,44
PEREIRA et al. (1978)	Gir, Gu, Ne	-	-	-	0,22
RAZOOK et al. (1979)	Guzerá	-	0,26	-	0,34
RAZOOK et al. (1979)	Gir	-	-	-	0,28
RAZOOK et al. (1979)	Nelore	-	-	-	0,25
SCHERRER (1981)	Nelore	0,48	0,30	-	-
DIAS (1983)	Guzerá	0,21	0,23	0,31	0,31
CARNEIRO et al. (1984)	Guzerá	-	-	0,29	0,35
MIRANDA et al. (1984)	Guzerá	0,32	0,13	-	-
Média	-	0,35	0,27	0,39	0,36

1,00 e a média de  $0,57 \pm 0,22$ . Isto indica que a variação genética aditiva é um componente importante da variação fenotípica para peso à maturidade.

Pelo exposto acima, pode-se inferir que as características de crescimento são de herdabilidade média a alta

(0,3 a 0,7) e, por isso, devem responder à seleção direcional para os diferentes pesos. Com exceção das estimativas de herdabilidade para peso ao nascimento, verifica-se que a participação relativa da variação genética aditiva na variação fenotípica das características de crescimento aumenta de acordo com a idade dos animais, isto é, os efeitos dos fatores genéticos na variação fenotípica das populações tornam-se mais importantes que os

TABELA 9 - Médias de estimativas de herdabilidade ( $\hat{h}^2 \pm$  erro-padrão) para peso à maturidade em fêmeas de diferentes raças de bovinos (N= número de estimativas)

Raça	N	$\hat{h}^2 \pm$ erro-padrão
Angus	3	0,36±0,17
Ayrshire	1	0,23
Hereford	9	0,58±0,21
Holandêsa	1	0,45
Jersey	1	0,80±0,02
Nelore	5	0,75±0,25
Várias raças	4	0,61±0,29
Total/média ponderada	24	0,57±0,22

Fonte: Ver referências identificadas com [9].

efeitos dos fatores ambientais à medida que as características de

crescimento são observadas em animais com idades mais avançadas, particularmente da desmama à maturidade.

### 2.6.2. Correlações

As correlações entre características diferentes estimam o grau de relação entre elas. As correlações podem ser estimadas como a correlação entre os valores fenotípicos das duas características (correlação fenotípica), entre os valores genéticos aditivos (correlação genética), ou entre os valores residuais genéticos não-aditivos e de ambiente (correlação ambiental). Assim, as estimativas de correlação são baseadas em diferentes componentes causais de variância e covariância (TURNER & YOUNG, 1969).

A correlação fenotípica entre duas características é um indicador da maneira pela qual os genes e o ambiente influenciam ambas as características. Uma correlação positiva alta significa que grande parte dos fatores genéticos e ambientais favoráveis para uma característica, também favorecem a outra. Por outro lado, a correlação genética é a correlação entre os valores genéticos dos animais para ambas as características (SEARLE, 1961). Assim, a correlação genética entre duas características indica como os genes as influenciam. Uma estimativa de correlação genética positiva e alta mostra que a maioria dos genes que influencia uma característica também influencia a outra.

A correlação ambiental entre duas características, por outro lado, é uma medida da relação entre a covariância e as

variâncias ambientais e genéticas não-aditivas de ambas as características. Se a correlação ambiental é positiva e alta, isto significa que as condições ambientais e os efeitos dos fatores genéticos não-aditivos, quando as características foram observadas, foram semelhantes na sua influência sobre ambas as características.

As causas das correlações genéticas, segundo PIRCHNER (1983), são a pleiotropia, o desequilíbrio de ligação, e os diferentes objetivos da seleção dentro de uma mesma população. A correlação genética causada por pleiotropia, onde um gene afeta mais de uma característica, é permanente. Por outro lado, o desequilíbrio de ligação (BODMER & PARSONS, 1962), caracterizado por excesso (ou falta) nas frequências gaméticas de acordo com a frequências gênicas iniciais, causa correlações genéticas transitórias que, por sua vez, desaparecem quando o equilíbrio de ligação é atingido. Correlações genéticas transitórias também podem ser causadas por diferentes objetivos de seleção numa mesma população, mas também desaparecem quando a população tornar-se homogênea novamente.

Após o trabalho de SEARLE (1961), os aspectos comparativos das relações entre estimativas de correlações genéticas, fenotípicas e ambientais foram analisados por CHEVERUD (1984, 1988). Em geral, as diferenças entre as estimativas de correlações fenotípicas e genéticas não foram significativas. CHEVERUD (1988) também concluiu que as causas genéticas e ambientais da variação fenotípica tendem a atuar de maneira semelhante sobre o crescimento e o desenvolvimento de animais de

várias espécies. Contudo, algumas exceções também foram encontradas e indicaram que diferentes mecanismos fisiológicos podem estar envolvidos no desenvolvimento dos fenótipos para tamanho.

As estimativas de correlações genéticas e fenotípicas entre características de crescimento, obtidas por vários autores, foram sumarizadas por WOLDEHAWARIAT et al. (1977), BARBOSA (1982), BERGMANN (1982), LEDIC (1983) e BERGMANN (1984), entre outros. As médias encontradas são apresentadas na TABELA 10.

Observa-se que as correlações entre os vários pesos são todas positivas. As estimativas de correlação fenotípica entre o peso ao nascimento e os demais pesos são inferiores às estimativas de correlação genética. À primeira vista, esse resultado não é esperado porque o fenótipo inclui o genótipo e pode-se, então, antecipar que a correlação entre os valores fenotípicos deve ser maior que a correlação entre os valores genéticos. Quando as estimativas de correlação não seguem este padrão, a explicação algumas vezes dada é que a correlação fenotípica menor que a correlação genética é resultante de uma correlação ambiental negativa entre as duas características. SEARLE (1961), no entanto, demonstrou que, para correlações de sinais semelhantes, a proporção entre as correlações fenotípica e genética tem que ser menor que a média geométrica das estimativas de herdabilidade, antes que a correlação fenotípica menor que a correlação genética implique numa correlação ambiental negativa.

As correlações genéticas e fenotípicas entre pesos à desmama e após a desmama são todas positivas e altas (TABELA 10).



Como a relação entre as estimativas de correlação fenotípica e genética é próxima da unidade, não há razão para a existência de correlação ambiental negativa entre os pesos à desmama e após a desmama. Como as estimativas de herdabilidade são semelhantes e de magnitude moderada para os vários pesos corporais, pode-se inferir que as correlações fenotípicas são devidas principalmente às causas genéticas.

As médias das estimativas de correlações genética, fenotípica e ambiental entre as características de crescimento do nascimento aos 24 meses de idade, obtidas por vários autores em fêmeas da raça Canchim, são mostradas na TABELA 11. Todas as estimativas são positivas, variando de 0,02 a 0,98 (correlação genética), 0,26 a 0,86 (correlação fenotípica) e 0,27 a 0,77 (correlação ambiental). Em geral, as estimativas de correlação genética são baixas (0,18) entre o peso ao nascimento e demais pesos e altas entre pesos à desmama e subsequentes (0,76), peso aos 12 meses e seguintes (0,90) e pesos aos 18 e 24 meses de idade (0,98). As estimativas de correlações fenotípica e ambiental seguem o mesmo padrão observado para as correlações genéticas.

TABELA 10 - Médias de estimativas de correlações genéticas ( $\hat{r}_g$ ) e fenotípicas ( $\hat{r}_p$ ) entre características de crescimento de bovinos de corte (N = número de estimativas)

Características correlacionadas	N	$\hat{r}_g$	$\hat{r}_p$
<b>Peso ao nascimento:</b>			
- peso à desmama	24	0,59	0,28
- peso aos 12 meses	12	0,62	0,27
- peso aos 18 meses	9	0,46	0,31
- peso aos 24 meses	3	0,45	0,29
- peso à maturidade	2	0,65	0,35
<b>Peso à desmama:</b>			
- peso aos 12 meses	12	0,58	0,63
- peso aos 18 meses	9	0,57	0,57
- peso aos 24 meses	2	0,47	0,40
- peso à maturidade	2	0,55	0,45
<b>Peso aos 12 meses de idade:</b>			
- peso aos 18 meses	9	0,83	0,70
- peso aos 24 meses	3	0,84	0,62
- peso à maturidade	2	0,64	0,57
<b>Peso aos 18 meses de idade:</b>			
- peso aos 24 meses	4	0,92	0,82
- peso à maturidade	2	0,79	0,67

Fonte: Ver referências identificadas com [10].

TABELA 11 - Médias de correlações genéticas ( $\hat{r}_g$ ), fenotípicas ( $\hat{r}_p$ ) e ambientais ( $\hat{r}_e$ ) entre características de crescimento de fêmeas da raça Canchim

Características correlacionadas	Autores*	$\hat{r}_g$	$\hat{r}_p$	$\hat{r}_e$
<b>Peso ao nascimento:</b>				
- peso à desmama	1,2,3,4	0,45	0,28	0,27
- peso aos 12 meses	2,3	0,02	0,28	0,54
- peso aos 18 meses	2,3	0,16	0,28	0,33
- peso aos 24 meses	2,3	0,11	0,27	0,37
<b>Peso à desmama:</b>				
- peso aos 12 meses	2,3	0,68	0,74	0,76
- peso aos 18 meses	2,3	0,84	0,70	0,66
- peso aos 24 meses	2,3	0,77	0,61	0,55
<b>Peso aos 12 meses de idade:</b>				
- peso aos 18 meses	2,3	0,95	0,82	0,75
- peso aos 24 meses	2,3	0,85	0,78	0,74
<b>Peso aos 18 meses de idade:</b>				
- peso aos 24 meses	2,3	0,98	0,86	0,77

\* Autores: 1 - OLIVEIRA (1977); 2 - OLIVEIRA (1979); 3 - BARBOSA et al. (1980); 4 - ALENCAR et al. (1981).

## 2.7. Efeitos de Fatores Genéticos sobre Características de Fertilidade em Bovinos

### 2.7.1. Herdabilidade

As estimativas de herdabilidade para idade ao primeiro parto, em fêmeas de várias raças e grupos genéticos de bovinos, são sumarizadas na TABELA 12. As estimativas de herdabilidade utilizadas para a elaboração da TABELA 12 variaram de  $-0,26$  a  $0,94$ , com valores mais frequentes entre  $0,10$  e  $0,40$ . A média foi de  $0,30 \pm 0,06$ . Como a herdabilidade é específica para uma determinada população, em um local e um espaço de tempo, a variação observada é justificável.

Considerando as estimativas apresentadas na TABELA 12, a média das estimativas de herdabilidade obtidas no Brasil para a idade ao primeiro parto ( $0,29 \pm 0,08$ ) é muito semelhante à daquelas observadas em outros países ( $0,30 \pm 0,18$ ). Para a raça Canchim, a média das estimativas foi de  $0,05 \pm 0,09$ .

Na TABELA 13, são apresentadas as médias das estimativas de herdabilidade para o intervalo de partos, obtidas por vários autores em diferentes raças e grupos genéticos de bovinos, criados em diversos locais. A amplitude de variação das estimativas usadas para a obtenção das médias foi de  $-0,08$  a  $0,41$ . A média foi de  $0,11 \pm 0,03$ , indicando que a variação fenotípica do intervalo de partos é mais influenciada pelas fontes de variação não-genéticas (ambiente) e/ou genéticas não-aditivas (dominância, epistasia) do que pela variação genética aditiva.

TABELA 12 - Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$  erros-padrão) para idade ao primeiro parto em vários grupos genéticos de bovinos, criados em diferentes locais (N = número de estimativas)

Grupo genético	Local	N	$\hat{h}^2 \pm EP$
<i>Bos indicus</i>	Brasil	6	0,39 $\pm$ 0,12
	Vários	34	0,34 $\pm$ 0,05
<i>Bos taurus</i>	Brasil	4	0,29 $\pm$ 0,06
	Vários	19	0,20 $\pm$ 0,04
<i>Bos taurus</i> x <i>Bos indicus</i>	Brasil	11	0,24 $\pm$ 0,07
	Vários	6	0,38 $\pm$ 0,09
Total/média	Todos	80	0,30 $\pm$ 0,06

Fonte: Ver referências identificadas com [12].

Para a raça Canchim em particular, as estimativas de herdabilidade para o intervalo de partos variam de  $-0,08 \pm 0,04$  (OLIVEIRA FILHO, 1977) a  $0,05 \pm 0,10$  (ALENCAR et al., 1984), sugerindo que, em média, a variação genética aditiva para a característica é nula.

A avaliação da fertilidade das fêmeas de bovinos pode ser feita de várias formas, tais como: taxa de concepção, taxa de natalidade (número de partos em relação ao número de vacas existentes), taxa de não-retorno à inseminação, ou monta, após um ou dois serviços, número de serviços por concepção, taxa de desmama (número de bezerros desmamados em relação ao total de

TABELA 13 - Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$  erro-padrão) para o intervalo de partos em bovinos (N = número de estimativas)

Grupo genético	Local	N	$\hat{h}^2 \pm EP$
<u>Bos indicus</u>	Brasil	7	0,08 $\pm$ 0,04
	Vários	15	0,14 $\pm$ 0,04
<u>Bos taurus</u>	Brasil	6	0,08 $\pm$ 0,02
	Vários	15	0,12 $\pm$ 0,03
<u>Bos taurus x Bos indicus</u>	Brasil	10	0,10 $\pm$ 0,04
	Vários	1	0,18 $\pm$ 0,05
Total/média	Todos	54	0,11 $\pm$ 0,03

Fonte: Ver referências identificadas com [13].

vacas acasaladas) e outras. Contudo, de acordo com YOUNG (1958) a forma de avaliação da fertilidade mais comumente usada é a taxa de concepção. Estimativas de herdabilidade para fertilidade, obtidas em vários locais em diferentes raças de bovinos, são sumarizadas na TABELA 14. A amplitude de variação das estimativas usadas para o cálculo das médias foi grande (0,03 a 0,60) e a média das estimativas foi de 0,19 $\pm$ 0,04. Para características de fertilidade em fêmeas Canchim, a média das estimativas de herdabilidade foi igual a 0,09 $\pm$ 0,10.

Após os trabalhos de BOURDON & BRINKS (1982, 1983), sugerindo a utilização da idade ao parto como medida da eficiência reprodutiva ao invés do intervalo de partos, alguns

autores obtiveram estimativas de herdabilidade para a idade ao segundo parto em bovinos de corte. AZZAM & NIELSEN (1987) estimaram a herdabilidade para as idades ao segundo e demais partos, de vacas de várias raças, em  $0,17 \pm 0,03$  e  $0,24 \pm 0,06$ , respectivamente. MEACHAM & NOTTER (1987) encontraram o valor de  $0,07$  para idade ao segundo parto em vacas Simmental. Em bovinos das raças Angus, Red Angus e Hereford, SMITH et al. (1989) obtiveram uma estimativa de herdabilidade de  $0,36 \pm 0,18$  para a mesma característica. Estimativas de herdabilidade para idades ao segundo e demais partos, variando de zero a  $0,32 \pm 0,03$  e de  $0,03 \pm 0,01$  a  $0,19 \pm 0,01$  respectivamente, foram obtidas por BUDDENBERG et al. (1989), nas raças Angus, Hereford e Polled Hereford. Em um outro trabalho com a raça Hereford, BUDDENBERG et al. (1990) encontraram valores de  $0,04 \pm 0,07$  a  $0,13 \pm 0,12$ , para herdabilidade da idade ao segundo parto, e de  $0,03 \pm 0,04$  para idades em outros partos. Com base nessas estimativas, verifica-se que a herdabilidade para a idade ao segundo parto variou de zero a  $0,36 \pm 0,18$ , com média geral de  $0,14 \pm 0,06$ .

Com base nas estimativas de herdabilidade para características de fertilidade em bovinos sumarizadas nas TABELAS 12, 13 e 14, verifica-se que os efeitos dos fatores genéticos sobre a variação dessas características são de baixa a média magnitude.

TABELA 14 - Médias de estimativas de herdabilidade ( $\pm$  erro-padrão) para características de fertilidade em fêmeas de bovinos (N = número de estimativas)

Grupo Genético	N	$\hat{h}^2 \pm E.P.$
<u>Bos indicus</u>	7	0,27 $\pm$ 0,05
<u>Bos taurus</u>	11	0,14 $\pm$ 0,03
<u>Bos taurus</u> x <u>Bos indicus</u>	11	0,20 $\pm$ 0,05
Total/média	29	0,19 $\pm$ 0,04

Fonte: Ver referências identificadas com [14].

### 2.7.2. Correlações

Estimativas de correlações genéticas e fenotípicas entre características de fertilidade, obtidas por vários autores em diferentes raças de bovinos, são sumarizadas na TABELA 15. As estimativas de correlação fenotípica entre idade ao primeiro parto e intervalo de partos apresentam grande amplitude de variação (-0,58 a 0,11) e média de -0,12. As estimativas de correlação genética variam de -0,83 a 0,92, com média de 0,22. Em geral, as estimativas de correlações genética e fenotípica, obtidas no mesmo experimento, apresentaram o mesmo sinal. Esta situação é a mais comum, segundo SEARLE (1961).

Para idade ao primeiro parto e fertilidade (avaliada de



várias maneiras), as estimativas de correlação fenotípica variam de -0,82 a 0,63, com média de -0,18. As estimativas de correlação genética apresentam uma amplitude de variação de -0,98 a 0,78 e média de -0,34. Em geral, a menor idade ao primeiro parto foi favoravelmente correlacionada com maior fertilidade.

As estimativas de correlação genética e fenotípica entre as idades ao primeiro e segundo partos foram baixas, mas positivas e na direção favorável. Para intervalo de partos e fertilidade, as poucas estimativas encontradas indicam que as características são correlacionadas de maneira favorável.

TABELA 15 - Médias de estimativas de correlações genética ( $\hat{r}_g$ ) e fenotípica ( $\hat{r}_p$ ) entre características de fertilidade em fêmeas de bovinos (N = número de estimativas)

Características correlacionadas	N	$\hat{r}_g$	$\hat{r}_p$
		g	p
Idade ao primeiro parto:			
- Idade ao segundo parto	2	0,43	0,24
- Intervalo de partos	10	0,22	-0,12
- Fertilidade	6	-0,34	-0,18
Intervalo de partos:			
- Fertilidade	3	-0,30	0,15

Fonte: Ver referências identificadas com [15].

## 2.8. Relações entre Características de Crescimento e de Fertilidade em Bovinos de Corte

Na literatura existem vários trabalhos a respeito do tamanho em bovinos de corte e suas relações com a produção de carne. Em geral, as características são analisadas separadamente e referem-se ao crescimento dos animais do nascimento à idade de abate nos machos e à idade de entrada em reprodução nas fêmeas, ou à reprodução das fêmeas. Contudo, poucos trabalhos existem sobre as relações entre características de crescimento do nascimento à maturidade e de fertilidade em fêmeas de bovinos de corte, analisadas em conjunto.

O estudo das relações entre tamanho à maturidade e eficiência reprodutiva é importante sob o ponto de vista do custo de manutenção do rebanho de fêmeas em crescimento e vacas em reprodução. Em um estudo recente, FERREL & JENKINS (1985) concluíram que cerca de 75% das exigências de energia, com base em todo o ciclo produtivo, são necessários para as funções de manutenção dos animais e, ainda, que a variação das exigências nutricionais é maior para manutenção do que para ganho de peso, gestação e lactação.

MORRIS & WILTON (1977) verificaram que não havia relação consistente entre tamanho da vaca e eficiência de produção de carne, se as exigências nutricionais das vacas, fêmeas de substituição e animais em engorda fossem consideradas na avaliação da eficiência. Contudo, isto não significa que o tamanho da vaca não é importante, mas sugere que as decisões sobre qual deve ser a variação aceitável do tamanho da vaca podem

variar de acordo com os recursos genéticos e ambientais disponíveis e os custos associados com os diferentes sistemas de produção (DEARBORN et al., 1987).

PITTALUGA et al. (1967) verificaram que a taxa de crescimento e o peso adulto de fêmeas Hereford não foram diferentes para novilhas com o primeiro parto aos 2 ou 3 anos de idade. A antecipação da idade ao primeiro parto também não causou efeitos prejudiciais na produção e reprodução posteriores.

MILAGRES et al. (1979a) verificaram que o peso aos 12 meses, em novilhas Hereford, teve um efeito significativo sobre a idade ao primeiro parto e que as novilhas mais pesadas tiveram uma menor proporção de bezerros mortos. Contudo, o peso à desmama foi negativamente associado com a sobrevivência do bezerro na primeira parição.

Na África do Sul, MEAKER et al. (1980) estudaram o efeito da idade ao primeiro parto sobre a eficiência produtiva de fêmeas Sussex x Africander, avaliada durante 5 anos de vida útil. As fêmeas que tiveram o primeiro parto aos dois anos produziram +0,6 bezerros do que aquelas que pariram aos três anos. A antecipação da idade ao primeiro parto, não influenciou as medidas de tamanho corporal, peso e produção de leite das vacas.

YOUNG (1988) observou que altas taxas de prenhez eram geralmente associadas com maiores pesos ao acasalamento. FAHMY & LALANDE (1973) relataram que as novilhas primigestas aos 2 anos de idade eram 10,8 kg mais pesadas aos 12 meses do que aquelas vazias aos 2 anos. SHORT & BELLOWS (1971) também verificaram que pesos menores aos 12 meses estavam associados com menores taxas de prenhez aos 2 anos. MORRIS et al. (1983) verificaram que a

seleção para aumento dos pesos à desmama e aos 12 meses, em bovinos Angus e Hereford, proporcionou resposta positiva no aumento da taxa de prenhez em todas as ordens de parto. ALENCAR & BUGNER (1986) também obtiveram efeitos significativos do peso da novilha Canchim aos 24 meses sobre a idade ao primeiro parto.

A regressão dos pesos das progênes ao nascimento e à desmama e do ganho de peso do nascimento à desmama sobre os pesos das vacas foi utilizada por vários autores, para avaliar a relação existente entre as características. Algumas estimativas de coeficientes de regressão são mostradas na TABELA 16. Para cada 100 kg de aumento no peso da vaca, as estimativas obtidas indicam que, em média, ocorreram aumentos significativos nos pesos ao nascimento (2,3 kg) e à desmama (8,5 kg) e no ganho de peso dos bezerros até à desmama (0,03 kg/dia). MARSHALL et al. (1984), no entanto, verificaram que a relação entre número de bezerros desmamados e peso da vaca à maturidade foi quadrática, na raça Red Poll. A quantidade de energia metabolizável consumida pela vaca durante a vida útil, incluindo os seus bezerros, por outro lado, apresentou uma relação linear com o peso da vaca. Assim, os resultados obtidos por MARSHALL et al. (1984) sugerem que vacas menores são mais eficientes quanto à produção de peso à desmama de suas progênes. STEWART & MARTIN (1981) verificaram que o número de bezerros desmamados diminuiu ( $b = -0,7 \pm 0,3/100$  kg de peso da vaca) à medida que o peso das vacas Angus, Shorthorn e cruzadas Angus x Shorthorn aumentava. O mesmo resultado foi obtido por MARSHALL et al. (1983) em vacas Angus.

Em termos de consumo de matéria seca (kg por dia), WILTON (1980) e McMORRIS & WILTON (1986) obtiveram coeficientes

de regressão de 0,51 e 0,88, respectivamente, para cada 100 kg de aumento no peso das vacas.

Quanto à eficiência reprodutiva, HARRIS et al. (1980) obtiveram coeficiente de regressão linear significativo para taxa de concepção em vacas de várias raças ( $b = 0,26\%/kg$  de ganho de peso durante a estação de monta). Por outro lado, FISS & WILTON (1989) verificaram que o aumento no peso à maturidade de vacas Hereford, Simental, cruzadas de tamanhos grande, pequeno e intermediário, não influenciou o desempenho reprodutivo das vacas. Contudo, a idade ao primeiro parto e o primeiro período de serviço aumentaram.

SEIFERT et al. (1976) analisaram as consequências da seleção para produção em dois rebanhos de gado de corte na Austrália. Ambos os rebanhos eram constituídos por vacas cruzadas Bos taurus (Hereford, Shorthorn) x Bos indicus (Africander, Brahman). No rebanho onde a seleção foi rigorosa para reprodução o tamanho das vacas à maturidade diminuiu, apesar da utilização de touros com valor genético estimado acima da média para peso corporal.

As observações do peso corporal das vacas mantidas no rebanho onde a seleção para produção não era tão rigorosa como no primeiro foram analisadas por SEIFERT et al. (1976), considerando a eficiência nos três primeiros ciclos reprodutivos. O nível de eficiência reprodutiva teve efeito significativo sobre o peso das vacas aos cinco anos de idade. As vacas que produziram três bezerros foram mais leves do que aquelas que produziram zero (-138 kg), um (-88 kg) e dois bezerros (-31 kg).

FISS & WILTON (1990) estudaram o efeito da mudança do

TABELA 16 - Coeficientes de regressão ( $\hat{b}$ ) de características de crescimento da progênie sobre o peso da vaca, segundo vários autores

Característica/Autor	Raça	$\hat{b}$
Peso ao nascimento (kg/100 kg de peso da vaca):		
-WILTON (1980)	Várias	4,3**
-PACKER et al. (1979)	Guzerá	2,3**
-STEWART & MARTIN (1981)	Angus, Shorthorn	0,4
-BUTTS et al. (1984)	Angus (A)	1,0**
-BUTTS et al. (1984)	Hereford (H)	2,0**
-BUTTS et al. (1984)	Shorthorn (S)	2,0**
-McMORRIS & WILTON (1986)	Várias	4,3**
Peso à desmama (kg/100 kg de peso da vaca):		
-URICK et al. (1971)	A, H, Charolês	4,3
-JEFFERY & BERG (1972)	Várias	7,2**
-BENYSHEK & MARLOWE (1973)	Hereford	9,0**
-PACKER et al. (1979)	Guzerá	16,3**
-WILTON (1980)	Várias	6,2*
-STEWART & MARTIN (1981)	A, S, A x S	13,2**
-BUTTS et al. (1984)	Angus	8,0**
-BUTTS et al. (1984)	Hereford	6,0
-BUTTS et al. (1984)	Shorthorn	9,5**
-McMORRIS & WILTON (1986)	Várias	13,5**
Ganho de peso até desmama (kg/dia por 100 kg de peso da vaca):		
-NELSON & CARTWRIGHT (1967)	Hereford	0,02*
-BENYSHEK & MARLOWE (1973)	Hereford	0,05*
-McMORRIS & WILTON (1986)	Várias	0,02*

\* P<0,05; \*\* P<0,01.

peso da vaca à maturidade sobre a fertilidade, em quatro sistemas de utilização de recursos genéticos. Os resultados obtidos mostraram que, em todos os sistemas, o aumento do peso da vaca associou-se negativamente com as características de fertilidade.

MCCURLEY et al. (1984) avaliaram a eficiência reprodutiva de vacas Angus. Definindo a eficiência reprodutiva como o número de anos que a vaca não produziu um bezerro durante os três primeiros ciclos reprodutivos, os autores obtiveram um coeficiente de regressão linear, para peso à maturidade, de 46 kg para cada ano que a vaca deixou de produzir um bezerro.

No Brasil, LISBOA & FERNANDES (1987), estudando a eficiência reprodutiva de fêmeas cruzadas Charolês de três tamanhos corporais (pequeno, médio e grande), durante dois ciclos reprodutivos, verificaram que a fertilidade dos três grupos foi semelhante na primeira estação de monta. Contudo, na segunda estação de monta, as vacas de tamanho pequeno ( $382 \pm 53$  kg), sem bezerro ao pé, foram mais férteis ( $P < 0,05$ ) que as de tamanho grande ( $447 \pm 48$  kg), também sem bezerro ao pé.

O estudo das relações entre características de crescimento e de reprodução em fêmeas de bovinos de corte, por meio de correlações genéticas e fenotípicas, recebeu maior atenção por parte dos pesquisadores no último decênio. Na TABELA 17 são apresentadas as médias das estimativas de correlações genéticas e fenotípicas.

Para pesos nas diferentes idades e idade ao parto, observou-se que as estimativas de correlação genética usadas para o cálculo das médias variaram de -0,65 a 1,00, com média de

TABELA 17 - Médias de estimativas de correlações genética ( $\hat{r}_g$ ) e fenotípica ( $\hat{r}_p$ ) entre características<sup>9</sup> de crescimento e de fertilidade em fêmeas de bovinos (N=número de estimativas)

Características correlacionadas	N	$\hat{r}_g$	$\hat{r}_p$
		g	p
Idade ao parto:			
-Peso ao nascimento	7	0,20	-0,03
-Peso à desmama	5	0,09	-0,02
-Peso aos 12 meses	4	0,12	0,00
-Peso aos 18 meses	1	0,21	-0,11
-Peso aos 24 meses	1	0,12	-0,13
Intervalo de partos:			
-Peso ao nascimento	1	0,77	0,01
-Peso à desmama	1	0,81	0,08
-Peso aos 12 meses	1	0,80	0,07
-Peso aos 18 meses	1	0,37	0,03
-Peso aos 24 meses	1	0,37	0,06
Fertilidade:			
-Peso ao nascimento	1	-0,03	0,08
-Peso à desmama	3	-0,16	0,14
-Peso aos 12 meses	1	0,34	0,14
-Peso aos 18 meses	1	-0,12	0,12
-Peso aos 24 meses	1	0,13	0,19
-Peso à maturidade	2	-0,40	0,03

Fonte: Ver referências identificadas com [17].



0,15. Por outro lado, as estimativas de correlação fenotípica apresentaram uma amplitude de variação muito menor (-0,13 a 0,32) e média igual a -0,03. Estes resultados, com as devidas precauções quanto a cada situação em particular, sugerem que os genes que favorecem o crescimento das fêmeas provavelmente influenciam, de maneira desfavorável, a idade ao primeiro parto.

Estimativas de correlações genéticas e fenotípicas entre pesos e intervalo de partos foram obtidas por MARIANTE (1978), em fêmeas da raça Nelore criadas no Estado de São Paulo (TABELA 17). Todas as estimativas de correlação genética foram positivas e de magnitude média a alta (0,37 a 0,81), indicando que o maior potencial genético para peso está associado com intervalos de partos mais longos, embora as estimativas de correlação fenotípica tenham sido baixas (0,05 em média).

Para características de fertilidade, as estimativas de correlação fenotípica com os pesos variam de -0,14 a 0,19, com média de 0,11, indicando pouca relação entre tamanho e desempenho reprodutivo. As estimativas de correlação genética, por sua vez, apresentam maior amplitude de variação (-0,52 a 0,34), com média de -0,11. A correlação genética negativa entre peso à maturidade e fertilidade (DeNISE et al., 1983), é uma indicação de que vacas com maior potencial genético para tamanho tendem a ter menor eficiência reprodutiva. No entanto, isto depende das condições ambientais, como demonstrado por FALCONER (1990) utilizando o conceito de sensibilidade ambiental (FALCONER, 1981).

FRISCH (1981) relatou que a seleção para maior taxa de crescimento em bovinos de corte criados em condições ambientais

estressantes foi efetiva, mas não como resultado do melhoramento do potencial genético para crescimento e sim devido ao aumento da tolerância dos animais aos estresses ambientais que influenciam a taxa de crescimento. O mesmo tipo de resultado foi obtido por FRISCH et al. (1987), para a fertilidade de diferentes grupos genéticos. ITULYA et al. (1987) observaram resultados semelhantes em fêmeas Hereford, criadas em regime de pastagens, no Estado do Arizona, Estados Unidos. Assim, as relações de natureza genética entre o crescimento da novilha e sua produtividade subsequente são dependentes das condições ambientais, principalmente o ambiente nutricional, durante as quais as características são observadas.

MacNEIL et al. (1984) analisaram as relações genéticas entre características de crescimento e fertilidade, em fêmeas, e características de crescimento e da carcaça em machos. De acordo com as estimativas de correlação genética obtidas, os autores verificaram que a seleção para ganho de peso após a desmama nos machos, resultaria em aumento do peso e da idade à puberdade, aumento no peso à maturidade, aumento no número de serviços por concepção, no período de gestação e nas dificuldades de parto das fêmeas, bem como em aumento do peso ao nascimento e redução no ganho de peso do nascimento à desmama nas progênie.

Os resultados obtidos por FRISCH (1981), MacNEIL et al. (1984), FRISCH et al. (1987) e ITULYA et al. (1987), juntamente com a teoria da sensibilidade ambiental (JINKS & CONNOLLY, 1973; FALCONER, 1981, 1990), mostram a importância de se definir os objetivos da seleção em relação às condições ambientais específicas de cada sistema de produção. Deste modo, torna-se

importante a avaliação das relações de natureza genética entre características de crescimento e de fertilidade em fêmeas criadas em regime de pasto, pois as condições do ambiente nutricional variam durante o ano, tanto na quantidade como na qualidade dos alimentos disponíveis. Além disso, a caracterização das relações entre crescimento e reprodução é fundamental para o delineamento de programas de melhoramento genético mais eficientes.

### 3. MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho foi realizado com as informações do projeto de melhoramento genético da raça Canchim, conduzido na Fazenda Canchim, base física da Unidade de Execução de Pesquisa de Âmbito Estadual (UEPAE) de São Carlos, Estado de São Paulo, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA), vinculada ao Ministério da Agricultura e Reforma Agrária.

#### 3.1. A Raça Canchim

Os bovinos da raça Canchim têm, em sua composição genética, aproximadamente 5/8 (62,5%) de genes de Charolês (Bos taurus) e 3/8 (37,5%) de genes de Zebu (Bos indicus). Segundo VIANNA et al. (1978), o gado Charolês foi escolhido por se tratar de uma raça de grande rendimento de carcaça e também por ser a única raça européia especializada para produção de carne e apresentar características satisfatórias de adaptação às condições naturais do Brasil Central.

Devido à facilidade de se obter fêmeas em grande número e a preços razoáveis, VIANNA (1949) optou pela utilização da raça Indubrasil, como fonte de material genético de Bos indicus na formação da raça Canchim. Contudo, também foram utilizados animais das raças Guzerá e Nelore, embora em pequeno número (20% das fêmeas fundadoras). Posteriormente, outros rebanhos de Canchim foram formados com base em fêmeas Nelore.

O programa de formação da raça Canchim foi iniciado em 1940, através da utilização de cruzamento contínuo do tipo

rotacionado de duas raças (Charolês e Zebu), com o objetivo de obter animais  $5/8$  Charolês +  $3/8$  Zebu (filhos de touros da raça Charolêsa com vacas  $3/4$  Zebu +  $1/4$  Charolês). Os primeiros bimestiços  $5/8$  Charolês +  $3/8$  Zebu nasceram no ano de 1953. Na formação do rebanho da raça Canchim da EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, SP, tiveram participação direta um total de 65 touros (53 Charolês, 8 Indubrasil e 4 Guzerá) e 145 vacas (127 Indubrasil, 9 Guzerá e 9 Nelore), de acordo com ALENCAR et al. (1981).

A denominação da nova raça de Canchim vem do nome de uma árvore, comum na região onde foram desenvolvidos os trabalhos. Segundo CORRÊA (1926), a árvore Canchim (*Oentheimoblipton crassipes* Muell. Arg.) pertence à família das Euphorbiáceas, é uma planta lactescente de ramos densamente marcados por cicatrizes, com folhas curto-grosso-pecioladas de limbo lanceolado-obovado, curto-obtuso-cuspidado-acuminado de até 22 centímetros de comprimento. As flores masculinas da árvore Canchim são dispostas em espigas longo-pedunculadas. A palavra Canchim também pode ter sido adotada pelos índios brasileiros para designar a aguardente, feita com folhas de uma árvore de folhas espinhosas, que era dotada de propriedades inebriantes muito fortes e caracterizada por um cheiro e sabor muito particulares (LELLO & LELLO, 1949). A árvore, no entanto, é de origem japonesa, segundo a ENCYCLOPEDIA E DICIONÁRIO INTERNACIONAL (s.d.), e não se sabe como teria chegado até a região meridional do Brasil.

Com o aumento do número de criadores interessados no novo tipo racial de bovinos de corte, foi criada, em 11 de novembro de 1971, a Associação Brasileira de Criadores de

Canchim. Em 11 de novembro de 1972, na Fazenda de Criação de São Carlos, atualmente EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, foram registrados os primeiros exemplares do tipo Canchim. O reconhecimento oficial da raça Canchim foi feito em 18 de maio de 1983 (Portaria nº 130, publicada no Diário Oficial da União de 20 de maio de 1983). Atualmente, a raça encontra-se em expansão quanto ao número de criadores e de animais registrados, com rebanhos localizados em todo o Brasil, principalmente na Região Sudeste. Maiores detalhes sobre a formação e desenvolvimento da raça podem ser obtidos em VIANNA et al. (1978) e ALENCAR (1986).

Os animais da raça Canchim apresentam pelagem de coloração bala (ou creme) em várias tonalidades: amarela, vermelha e branca, com pele e mucosas de pigmentação bronzeada ou esfumada, e pelos curtos e assentados. As orelhas são de tamanho médio. O tipo morfológico é de forma cilíndrica, longilíneo, com porte relativamente grande e alto para a idade, de proporções equilibradas e harmônicas, com atributos sexuais secundários bem diferenciados, andar desembaraçado e temperamento ativo sem ser bravo, demonstrando saúde e vigor.

### 3.2. A Fazenda Canchim

A base física da Unidade de Execução de Pesquisa de âmbito Estadual de São Carlos (UEPAE de São Carlos) localiza-se no município de São Carlos, situado na região central do Estado de São Paulo, em terras de topografia ondulada e a 856 metros de altitude, em média, com coordenadas geográficas de 22° 01' de

latitude sul e 47° 53' de longitude a oeste de Greenwich.

O clima da região de São Carlos é do tipo Cw na classificação de Köppen (CAMARGO, 1972), ou seja, é um clima do tipo subtropical, com inverno seco, e a média da temperatura do mês mais frio abaixo de 18°C, mas não inferior a -3°C (GUIMARÃES, 1945). As médias mensais das temperaturas, precipitação pluviométrica e da umidade relativa do ar são apresentadas na TABELA 18. O inverno de 1981 foi rigoroso, com ocorrência de geada forte (ALENCAR et al., 1987), o que degradou as pastagens. Em geral, o mês de agosto foi o mais seco (39 mm) e o de dezembro o mais chuvoso (299 mm).

O período da seca estende-se de abril a setembro, com médias mensais de 62 milímetros de precipitação pluviométrica e 70% de umidade relativa do ar, e o das águas de outubro à março, com médias de 203 mm de chuvas e 76% de umidade relativa do ar.

A UEPAE de São Carlos (Fazenda Canchim) tem uma área de 2688 hectares, em solos dos tipos Latossolo Vermelho-Amarelo (LVA, fase arenosa), em 77% do total da área, e Latossolo Roxo (LR) em 23% da área total. A área de pastagens é de aproximadamente 1800 hectares, sendo o restante da área ocupado por reservas florestais de matas (150 ha) e de cerrados (500 ha), reflorestamento artificial (100 ha) e construções, estradas, lagos, etc (118 ha).

TABELA 18 - Médias mensais para temperatura do ar, precipitação pluvial e umidade relativa do ar, em São Carlos, SP, no período de 1970 a 1984

Meses do Ano/Estação	Temperatura do Ar (°C)			Precipitação Pluvial, mm	Umidade Relativa, %
	Máxima	Média	Mínima		
Janeiro	27,7	22,4	18,2	254	78,4
Fevereiro	28,6	22,9	18,5	190	76,3
Março	28,4	22,5	17,7	174	76,9
Abril	26,2	20,0	15,8	84	75,5
Mai	24,7	19,0	14,0	69	73,7
Junho	23,7	17,5	12,9	60	72,9
Julho	24,0	17,2	12,4	40	67,4
Agosto	25,7	18,9	13,3	39	63,1
Setembro	26,1	19,6	14,5	82	67,1
Outubro	27,2	21,0	15,9	137	69,9
Novembro	27,3	21,6	16,8	162	73,1
Dezembro	26,8	21,8	18,3	299	79,5
Verão	28,2	22,6	18,1	818	77,2
Outono	24,9	18,8	14,2	213	74,0
Inverno	25,3	18,6	13,4	161	65,9
Primavera	27,1	21,4	17,0	598	74,2
Águas	27,7	22,0	17,6	1216	75,7
Seca	25,1	18,7	13,8	374	70,0
Média Anual	26,4	20,1	15,7	1590	72,8

Fonte: Posto Meteorológico de São Carlos, 7º Distrito do Instituto Nacional de Meteorologia (INEMET), Ministério da Agricultura.



### 3.3. Manejo e Alimentação dos Animais

O sistema de produção de bovinos da raça Canchim, na UEPAE de São Carlos, baseia-se na criação dos animais em regime exclusivo de pastagens, com suplementação de sal mineralizado, durante o ano todo e para todas as categorias de idade.

As observações analisadas neste trabalho foram obtidas no período de 1969 a 1984, em 573 fêmeas nascidas no período de 1969 a 1979. Até o ano de 1976, as pastagens da Fazenda Canchim eram constituídas de gramíneas das espécies *Digitaria decumbens*, Stent (capim pangola), *Panicum maximum*, Jacq. (capim colonião), *Melinis minutiflora*, Pal. e Beauv. (capim gordura) e *Hyparrhenia rufa*, Nees, Stapf (capim Jaraguá), formadas a partir de 1936 em terras onde se cultivava o café, e que foram gradativamente invadidas pela grama batatais (*Paspalum notatum* Flugge), espécie que chegou a ocupar aproximadamente 70% da área de pastagens no início da década de 1970. A partir de 1976, houve a formação de novas pastagens cultivadas, introduzindo-se as espécies *Brachiaria decumbens*, *Panicum maximum* cv. Makueni, *Andropogon gayanus*, *Brachiaria brizantha* e *Pennisetum purpureum*.

O manejo dos animais quanto à sanidade foi feito através de vacinações contra febre aftosa, brucelose e carbúnculo sintomático. Esporadicamente, os animais jovens eram tratados contra verminoses através de dosificações com anti-helmínticos. Os ectoparasitas (*Bovophilus microplus*, Canestrini e *Dermatobia hominis*, L.) foram controlados por meio de banhos carrapaticidas e aplicação de bernicidas.

O manejo reprodutivo no período de 1971 a 1981 obedeceu

a mais de uma estação de monta anual, estabelecidas com o objetivo de se evitar nascimentos no final da primavera e início do verão (novembro-fevereiro), época em que há maior incidência de moléstias nos bezerros recém-nascidos (ALENCAR, 1982; SANTIAGO et al., 1983). Apesar disso, houve nascimentos durante todas as estações com frequência maior (48,5%) no inverno (julho-setembro). Durante as estações de monta, cada touro permanecia com um grupo de aproximadamente 30 vacas, em piquetes isolados, por um período de dois a quatro meses.

Todas as vacas paridas antes do início de cada estação de monta eram colocadas em reprodução. Até o ano de 1976, as novilhas entraram em reprodução com 34 meses de idade e 360 quilogramas de peso vivo. A partir de 1976, a idade de entrada em reprodução foi reduzida para 28 meses e o peso para 300 kg.

A eliminação de vacas do rebanho foi feita principalmente por motivos de doença e/ou acidentes. O descarte de vacas idosas com baixa eficiência reprodutiva foi iniciado em 1977. Algumas vacas jovens (até 5 anos de idade) também foram eliminadas por problemas sérios de aprumos, desenvolvimento e doenças (brucelose e tuberculose).

As pesagens dos animais jovens (até 30 meses de idade) eram feitas a cada trinta dias, nos dois primeiros dias úteis de cada mês. A partir de 1979, as pesagens passaram a ser realizadas trimestralmente em janeiro, abril, julho e outubro. Os pesos das vacas, a partir de 1976, foram observados logo após a parição e por ocasião da desmama do bezerro. As vacas e novilhas também foram pesadas por ocasião do início de cada estação de monta. O

peso ao nascimento era registrado dentro de um tempo de até 24 horas, quando o animal era identificado (tatuagem), iniciando-se assim o seu controle em ficha zootécnica individual. O peso do bezerro à desmama foi obtido na data da desmama.

Antes do início da estação de parição, as vacas prenhes eram colocadas em piquetes próximos à sede onde ocorriam os nascimentos dos bezerros. Após os primeiros cuidados higiênico-sanitários e identificação, os bezerros eram soltos com as mães em pastagens mais distantes, onde permaneciam até a desmama. Após a desmama, os machos eram separados das fêmeas e colocados em pastos isolados.

#### 3.4. Características Estudadas e Determinação da Geração, Cor da Pelagem e Estação do Ano

As características de crescimento estudadas foram os pesos ao nascimento, à desmama, aos 12, 18, 24 e 30 meses e à maturidade. Os pesos observados à desmama, aos 12, 18, 24 e 30 meses foram padronizados para de 205, 365, 550, 730 e 915 dias, respectivamente, utilizando-se as seguintes fórmulas:

a) Peso padronizado aos 205 dias de idade (PES0205):

$$\text{PES0205} = \frac{(\text{PD} - \text{PN})}{\text{ID}} \times 205 + \text{PN}$$

onde:

PD = peso observado à desmama;

PN = peso ao nascimento; e

ID = idade à desmama, em dias.

b) Peso padronizado aos 365 dias de idade (PES0365):

$$\text{PES0365} = \frac{(\text{P12} - \text{PD})}{(\text{I12} - \text{I0})} \times 160 + \text{PES0205}$$

onde:

P12 = peso observado aos 12 meses de idade; e

I12 = idade aos 12 meses, em dias.

c) Peso padronizado aos 550 dias de idade (PES0550):

$$\text{PES0550} = \frac{(\text{P18} - \text{P12})}{(\text{I18} - \text{I12})} \times 185 + \text{PES0365}$$

onde:

P18 = peso observado aos 18 meses de idade; e

I18 = idade aos 18 meses, em dias.

d) Peso padronizado aos 730 dias de idade (PES0730):

$$\text{PES0 730} = \frac{(\text{P24} - \text{P18})}{(\text{I24} - \text{I18})} \times 180 + \text{PES0550}$$

onde:

P24 = peso observado aos 24 meses de idade; e

I24 = idade aos 24 meses, em dias.

e) Peso padronizado aos 915 dias de idade (PES0915):

$$\text{PES0915} = \frac{(\text{P30} - \text{P24})}{(\text{I30} - \text{I24})} \times 185 + \text{PES0730}$$

onde:

P30 = peso observado aos 30 meses de idade; e

I30 = idade aos 30 meses, em dias.

O peso à maturidade foi observado em fêmeas de 84 a 86 meses de idade, classificadas em 23 grupos de contemporâneas, de acordo com o ano e a estação de pesagem (TABELA 19). Nas fêmeas que pariram na faixa etária de cada grupo contemporâneo observou-se o peso ao parto. Nas fêmeas que não pariram dentro dos limites de idade do grupo de suas contemporâneas paridas, foi observado o peso de entrada na estação de monta correspondente àquela em que as contemporâneas paridas entraram em reprodução.

Até a idade de observação de peso à maturidade, todas as fêmeas participaram de pelo menos quatro ciclos reprodutivos. Portanto, cada fêmea teve a oportunidade de produzir até quatro bezerros, uma vez que os partos gêmeares foram desprezados. Como o número de partos influencia o peso à maturidade, então as vacas foram agrupadas em cinco classes de acordo com o número de bezerros produzidos até a obtenção do peso observado à maturidade, isto é, zero, um, dois, três e quatro bezerros. Os casos de aborto foram desprezados pois são considerados patológicos.

Como medida do tamanho da fêmea, a característica estudada foi o peso à maturidade ajustado para os efeitos dos fatores ano-estação de pesagem, condição da vaca, número de bezerros produzidos e idade da vaca, por meio de quadrados mínimos e regressão do peso observado na idade da vaca por ocasião da pesagem.

As características de fertilidade estudadas foram as idades ao primeiro e segundo partos e a taxa de concepção nos quatros primeiros ciclos reprodutivos anuais. A idade ao primeiro

**TABELA 19 - Grupos de fêmeas contemporâneas, de acordo com o ano e a estação de observação do peso à maturidade**

Ano da Pesagem	Estação da Pesagem				Total
	Verão	Outono	Inverno	Primavera	
1976	-	-	22	34	56
1977	-	19	16	19	54
1978	-	39	23	-	62
1979	38	-	-	52	88
1980	-	23	22	18	63
1981	15	17	30	-	62
1982	-	20	24	-	44
1983	-	14	15	20	49
1984	-	23	30	42	95
<b>Total</b>	<b>51</b>	<b>155</b>	<b>182</b>	<b>185</b>	<b>573</b>

parto (IPP) foi obtida pela diferença entre a data do primeiro parto e a data do nascimento da vaca. O mesmo critério foi obedecido para o cálculo da idade ao segundo parto (ISP). Os casos de aborto não foram considerados nos cálculos das idades ao primeiro e segundo partos. A taxa de concepção (TC) foi obtida pela razão entre o número de concepções e o número de estações de monta, sendo necessário que a fêmea tivesse participado de pelo menos quatro estações de monta, nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais. O ciclo reprodutivo anual foi definido como o período de 12 meses, a partir da data em que cada fêmea entrou em reprodução.

As características estudadas foram observadas em 573 fêmeas da raça Canchim, filhas de 80 touros, nascidas no período de 1969 a 1979 (exceto 1970), em diferentes estações do ano.

Por se tratar de animais pertencentes a uma nova raça de bovinos, várias gerações sucessivas de acasalamento entre animais 5/8 Charolês + 3/8 Zebu foram observadas. O número da geração de cada fêmea foi obtido utilizando-se a fórmula de BRINKS et al. (1961):  $GI = (GP + GM + 2)/2$  onde GI é o número da geração do indivíduo, GP é o número da geração do pai e GM o da geração da mãe. Os animais fundadores (5/8 Charolês + 3/8 Zebu) foram considerados como geração zero. As gerações foram agrupadas nas seguintes classes: 0,5 até 1,5 (geração 1), maior que 1,5 até 2,5 (geração 2) e maior que 2,5 até 3,5 (geração 3). O número de touros dentro de cada geração foi de 18, 17 e 25 para as gerações 1, 2 e 3, respectivamente.

Quanto à cor da pelagem, as fêmeas foram classificadas em uma das seguintes categorias: branca, baía e amarela. A categoria de pelagem amarela inclui animais de pelagens amarela, vermelha, cinza e jaguané (malhada de vermelho, amarelo ou cinza).

Para efeito de análise dos dados, as estações de nascimento foram classificadas em: verão (janeiro-março), outono (abril-junho), inverno (julho-setembro) e primavera (outubro-dezembro). As características de cada estação podem ser observadas na TABELA 18.

O número de observações, de acordo com o ano de nascimento, a geração, a estação de nascimento e a cor da pelagem,

**TABELA 20 - Número de observações de acordo com o ano de nascimento x geração da fêmea, estação de nascimento e cor da pelagem**

Ano de Nascimento/ Estação/Pelagem	Geração da fêmea			Total
	1	2	3	
1969	34	19	0	53
1971	15	10	7	32
1972	29	32	32	93
1973	28	20	20	68
1974	16	23	24	63
1975	21	30	21	72
1976	14	12	20	46
1977	0	0	39	39
1978	5	4	42	51
1979	3	13	40	56
Verão	4	46	45	95
Outono	1	16	32	49
Inverno	111	71	96	278
Primavera	49	30	72	151
Branca	41	61	118	220
Baia	81	69	71	221
Amarela	43	33	56	132
<b>Total</b>	<b>165</b>	<b>163</b>	<b>245</b>	<b>573</b>



**TABELA 21 - Número de observações de acordo com a idade da mãe e geração da fêmea**

Idade da mãe, anos	Geração da fêmea			Total
	1	2	3	
3	6	19	31	56
4	14	25	39	78
5	10	18	40	68
6	11	32	38	81
7	12	19	17	48
8	20	10	22	52
9	17	10	14	41
10	8	8	15	31
11	12	8	14	34
12	22	4	4	30
> 13	33	10	11	54
<b>Total</b>	<b>165</b>	<b>163</b>	<b>245</b>	<b>573</b>

é mostrado na TABELA 20. A idade da mãe da fêmea foi dividida em 11 classes, em intervalos de um ano a partir dos 3 anos até aos 13 ou mais anos de idade. O número de observações de acordo com a idade da mãe e geração da fêmea é mostrado na TABELA 21.

### 3.5. Análise Estatística

Os dados sobre características de crescimento e de

fertilidade foram analisados no Departamento de Métodos Quantitativos da EMBRAPA, Brasília, DF e no Computing Services Center da Texas A & M University, College Station, Texas, Estados Unidos. As observações originais foram codificadas em gabarito de digitação, arquivadas em fita magnética e transferidas para um arquivo de dados do Statistical Analysis System (SAS, 1985). A seguir, os dados foram checados quanto a possíveis erros de codificação e digitação e o arquivo geral foi editado em diferentes arquivos específicos, de acordo com as exigências dos programas utilizados. Para a análise estatística dos dados foram usados os procedimentos disponíveis no Statistical Analysis System (SAS) e no LSML7B (Mixed Model Least-Squares and Maximum Likelihood Program) descrito por HARVEY (1977). Ambos os programas permitem a análise de dados não balanceados por meio de modelos mistos.

O arquivo geral continha as seguintes informações: número do animal, número do pai, geração do pai, número da mãe, geração da mãe, ano de nascimento da mãe, data de nascimento do animal, peso ao nascimento, peso à desmama, data da desmama, peso e data da pesagem aos 12 meses, peso e data da pesagem aos 18 meses, peso e data da pesagem aos 24 meses, peso e data da pesagem aos 30 meses, data do primeiro parto, data do segundo parto, peso à maturidade, mês e ano da pesagem, condição da vaca, classe de fertilidade (1 = pariu, 0 = não pariu) aos 3, 4, 5 e 6 anos de idade e cor da pelagem. Todos os arquivos específicos foram gerados a partir do arquivo geral, utilizando-se os procedimentos disponíveis no Statistical Analysis System (SAS), especialmente para a obtenção de tabelas de frequências e

testes das variáveis de resposta quanto às medidas de normalidade das distribuições. Todas as variáveis foram normalmente distribuídas, segundo os testes de curtose, assimetria e D de Kolmogorov-Smirnov (STEEL & TORRIE, 1980).

Para a obtenção das estimativas do peso à maturidade ajustado (PMA), foi utilizado o seguinte modelo linear (SAS, 1985):

$$Y_{ijkl} = u + A_i + C_j + N_k + b(X_{ijkl} - \bar{X}) + e_{ijkl}$$

onde:

$Y_{ijkl}$  = peso à maturidade observado na fêmea  $i$ , na  $i$ -ésima estação de pesagem, com a  $j$ -ésima condição por ocasião da pesagem e que tinha produzido  $k$  bezerros até à idade  $X_{ijkl}$ :

$u$  = média para peso observado à maturidade;

$A_i$  = efeito fixo do fator ano-estação de pesagem ( $i = 1, 2, \dots, 23$ );

$C_j$  = efeito fixo da condição da fêmea por ocasião da pesagem ( $j = 1, 2$ , sendo  $1 =$  parida e  $2 =$  seca);

$N_k$  = efeito fixo da classe de fertilidade da fêmea, avaliada pelo número de bezerros produzidos pela vaca  $i$  até a idade  $X_{ijkl}$  ( $k = 0, 1, \dots, 4$ );

$b$  = coeficiente parcial da regressão linear do peso à maturidade na idade da fêmea à pesagem (kg/mês);

$X_{ijkl}$  = idade da fêmea, em meses, por ocasião da observação do peso à maturidade;

$\bar{X}$  = média da idade das fêmeas à pesagem; e

$e_{ijkl}$  = erro aleatório associado a cada observação, suposto normalmente distribuído e independente com média zero e variância  $\sigma^2$ .

Em uma análise preliminar dos dados observados para peso à maturidade, os efeitos da interação ano-estação de pesagem x número de bezerras produzidos e quadrático da idade da fêmea foram incluídos no modelo matemático, mas não influenciaram significativamente a característica. Assim, a análise dos dados foi feita de acordo com o modelo acima. Os pesos à maturidade ajustados foram reanalisados sob o mesmo modelo matemático para verificar a adequação dos ajustes efetuados.

Para a análise das características de crescimento (PESONASC, PES0205, PES0385, PES0550, PES0730, PES0915 e PMA) e de fertilidade (IPP = idade ao primeiro parto, ISP = idade ao segundo parto e TC = taxa de concepção), o modelo matemático utilizado foi o do tipo 3 (MTY = 03), descrito por HARVEY (1977), e incluído no Statistical Analysis System (SAS, 1985) por Ed Christian (JOYNER, 1983). O modelo linear usado foi o seguinte:

$$Y_{ijklmno} = u + G_i + s_{ij} + A_k + E_l + I_m + P_n + e_{ijklmno}$$

onde:

$Y_{ijklmno}$  = valor observado para cada variável dependente na fêmea o, de pelagem n, filha de vaca com idade

m, nascida na estação l do ano k, filha do touro j e pertencente à geração i:

u = média geral;

G<sub>i</sub> = efeito fixo da geração da fêmea (i = 1, 2, 3);

s<sub>ij</sub> = efeito aleatório do touro j dentro da geração i (j = 1, 2, ..., 25);

A<sub>k</sub> = efeito fixo do ano de nascimento da fêmea (k = 1969, 1971, ..., 1979);

E<sub>l</sub> = efeito fixo da estação de nascimento da fêmea (l = verão, outono, inverno, primavera);

I<sub>m</sub> = efeito fixo da idade da mãe da fêmea (m = 3, 4, ..., 13 anos);

P<sub>n</sub> = efeito fixo da cor da pelagem da fêmea (n = branca, baia, amarela); e

e<sub>ijklmno</sub> = erro aleatório associado a cada observação, suposto como sendo normalmente e independentemente distribuído, com média zero e variância  $\sigma^2$ .

O modelo acima foi utilizado com o objetivo de se obter os efeitos dos fatores fixos sobre as características de crescimento e de fertilidade em fêmeas da raça Ganchim. O efeito aleatório do fator touro dentro de geração da fêmea foi incluído no modelo com a finalidade de se obter as estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para e entre as diferentes características. O efeito do fator touro foi considerado dentro de geração (aninhado) porque os touros da geração zero (5/8

Charolês + 3/8 Zebu) só produziram filhas da primeira geração (Canchim), os touros Canchim de primeira geração foram os pais das fêmeas de segunda geração, e assim sucessivamente.

A significância do efeito do fator geração da fêmea foi testada utilizando-se o quadrado médio do fator touro dentro de geração, conforme STEEL & TORRIE (1980) para delineamentos em parcelas subdivididas. Os demais efeitos fixos e o efeito aleatório de touro dentro de geração da fêmea foram testados quanto à sua significância, ao nível de 5% de probabilidade, utilizando-se o quadrado médio do resíduo como erro.

Os coeficientes de herdabilidade foram estimados pelo método da correlação entre meio-irmãs paternas, utilizando-se a seguinte fórmula (BECKER, 1984):

$$\hat{h}^2 = \frac{4 \hat{V}_s}{\hat{V}_s + \hat{V}_e}$$

onde:  $\hat{h}^2$  = estimativa do coeficiente de herdabilidade para uma determinada característica;

$\hat{V}_s$  = estimativa do componente de variância entre touros; e

$\hat{V}_e$  = estimativa do componente de variância do erro.

O componente de variância entre touros foi obtido igualando-se o quadrado médio de touro (QMs) à sua respectiva esperança ( $V_e + k V_s$ ), isto é,

$$\hat{V}_s = \frac{QMs - QMe}{k}, \text{ sendo } k = \frac{n - (\sum n_i^2 / n)}{s - 1}$$

onde:

QMe = quadrado médio do resíduo;

k = coeficiente do componente de variância entre touros;

n = número total de observações;

ni = número de filhas do touro i; e

s = número de touros.

O componente de variância do resíduo é igual à esperança do quadrado médio do resíduo ( $\hat{V}_e$ ), isto é,  $\hat{V}_e = QMe$ .

O erro-padrão da estimativa do coeficiente de herdabilidade foi calculado pela fórmula de SWIGER et al. (1964):

$$EP(\hat{h}^2) = 4 \left\{ \frac{2(n-1)(1-t)^2 [1 + (k-1)t]^2}{k^2 (n-s)(s-1)} \right\}^{1/2}$$

onde:

$EP(\hat{h}^2)$  = erro-padrão da estimativa do coeficiente de herdabilidade;

n = número total de observações;

t = coeficiente de correlação intra-classe, obtido pela razão entre  $\hat{V}_s / (\hat{V}_s + \hat{V}_e)$ ;

k = coeficiente do componente de variância entre touros; e

s = número de touros.

Para a obtenção das estimativas do coeficiente de herdabilidade foram considerados todos os touros com pelo menos duas filhas. O número de filhas por touro variou de 2 a 29, considerando-se todas as amostras.

Os coeficientes de variação genético-aditivos (CV<sub>A</sub>), fenotípicos (CV<sub>P</sub>), ambientais (CV<sub>E</sub>) e residuais (CV<sub>R</sub>) foram calculados de acordo com FITZHUGH & TAYLOR (1971), utilizando as seguintes expressões:

$$CV_A = \frac{(4 \hat{V}_s)^{\frac{1}{2}}}{\bar{X}} \times 100$$

$$CV_P = \frac{(\hat{V}_s + \hat{V}_e)^{\frac{1}{2}}}{\bar{X}} \times 100$$

$$CV_E = \frac{(\hat{V}_e - 3 \hat{V}_s)^{\frac{1}{2}}}{\bar{X}} \times 100$$

$$CV_R = \frac{(\hat{V}_e)^{\frac{1}{2}}}{\bar{X}} \times 100$$

onde:  $\hat{V}_s$  e  $\hat{V}_e$  são as estimativas dos componentes de variância entre touros e do erro, respectivamente, e  $\bar{X}$  é a média para a característica em questão.

Os coeficientes de variação são úteis para a determinação do comportamento da variação genética e da variação ambiental, principalmente quando são analisadas várias características simultaneamente.

Os fatores que influenciam os erros-padrão das estimativas de herdabilidade foram discutidos por vários autores, destacando-se ROBERTSON (1957, 1959), TALLIS & KLOSTERMAN (1959), VAN VLECK & HENDERSON (1961), e BOHREN et al. (1961). A literatura sobre o assunto foi sumarizada no Brasil por SILVA (1980) e SILVA (1982).

As estimativas dos coeficientes de correlação genética .



$(\hat{r}_g)$ , fenotípica ( $\hat{r}_p$ ), ambiental ( $\hat{r}_e$ ) e residual ( $\hat{r}_r$ ) entre as características de crescimento e fertilidade, tomadas duas a duas, foram obtidas através das correlações entre meio-irmãs paternas, utilizando-se as expressões descritas por BECKER (1984):

$$\hat{r}_g = \frac{4 \text{ CÔVs}}{\{4 \hat{V}_s(x) \cdot 4 \hat{V}_s(y)\}^{1/2}}$$

$$\hat{r}_p = \frac{\text{CÔVs} + \text{CÔVe}}{\{[\hat{V}_e(x) + \hat{V}_s(x)] [\hat{V}_e(y) + \hat{V}_s(y)]\}^{1/2}}$$

$$\hat{r}_e = \frac{\text{CÔVe} - 3 \text{ CÔVs}}{\{[\hat{V}_e(x) - 3 \hat{V}_s(x)] [\hat{V}_e(y) - 3 \hat{V}_s(y)]\}^{1/2}}$$

$$\hat{r}_r = \frac{\text{CÔVe}}{\{\hat{V}_e(x) \cdot \hat{V}_e(y)\}^{1/2}}$$

onde:

CÔVs = estimativa do componente de covariância entre touros para as características x e y;

CÔVe = estimativa do componente de covariância entre observações dentro de touros, para as características x e y;

$\hat{V}_s(x)$  = estimativa do componente de variância entre touros para a característica x;

$\hat{V}_s(y)$  = estimativa do componente de variância entre touros para a característica y;

$\hat{V}e(x)$  = estimativa do componente de variância do erro, para a característica x; e

$\hat{V}e(y)$  = estimativa do componente de variância do erro, para a característica y.

O erro-padrão da estimativa de correlação genética foi obtido através do emprego da fórmula derivada por TALLIS (1959), para número desigual de observações nos grupos (touros). O erro-padrão da estimativa de correlação genética depende do próprio tamanho da correlação e do tamanho da amostra. A fórmula desenvolvida por TALLIS (1959), para a variância da estimativa de correlação genética [Var ( $\hat{r}_g$ )] quando  $r_g = 0$ , é a seguinte:

$$\text{Var}(\hat{r}_g) = \frac{1}{2} \frac{1}{K \text{ ds } t_x t_y} [ (1 + (k-1) t_x) (1 + (k-1) t_y) + r_p^2 ] +$$

$$+ \frac{1}{2} \frac{1}{k \text{ ds } t_x t_y} [ (1-t_x) (1-t_y) + r_p^2 ],$$

onde:

k = número de progênies por touro;

ds = número de graus de liberdade do componente de covariância entre touros;

t = correlação entre meio-irmãs para , respectivamente, as características x ( $t_x$ ) e y ( $t_y$ ); e

$r_p$  = correlação fenotípica entre as características x e y.

Assim, supondo que a estimativa de correlação genética é normalmente distribuída com média zero, a equação acima foi usada para testar a hipótese nula de que a correlação genética é igual a zero, de acordo com a recomendação de TALLIS (1959).

Os coeficientes de covariação genético-aditivos (CCVA), fenotípicos (CCVP), ambientais (CCVE) e residuais (CCVR) foram calculados, respectivamente, através das seguintes expressões:

$$CCVA = \frac{(4 \hat{C}OVs)^{\frac{1}{2}}}{(\bar{X} \cdot \bar{Y})^{\frac{1}{2}}} \times 100$$

$$CCVP = \frac{(\hat{C}OVs + \hat{C}OVe)^{\frac{1}{2}}}{(\bar{X} \cdot \bar{Y})^{\frac{1}{2}}} \times 100$$

$$CCVE = \frac{(\hat{C}OVe - 3\hat{C}OVs)^{\frac{1}{2}}}{(\bar{X} \cdot \bar{Y})^{\frac{1}{2}}} \times 100$$

$$CCVR = \frac{(\hat{C}OVe)^{\frac{1}{2}}}{(\bar{X} \cdot \bar{Y})^{\frac{1}{2}}} \times 100$$

onde:  $\hat{C}OVs$  e  $\hat{C}OVe$  são estimativas dos componentes de covariância entre touros e do erro, para as características  $x$  e  $y$ , respectivamente, e  $\bar{X}$  e  $\bar{Y}$  são as médias.

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 4.1. Médias e Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre o Peso à Maturidade

As médias para as características de crescimento e de fertilidade são apresentadas na TABELA 22, juntamente com as informações relevantes para a avaliação dos resultados.

A média para peso ao nascimento foi de  $35,0 \pm 0,21$  kg, com um coeficiente de variação de 14,5%. Valores semelhantes foram obtidos por OLIVEIRA (1977), PAGKER (1977), OLIVEIRA (1979), BARBOSA et al. (1980) e ALENCAR et al. (1981), todos analisando dados oriundos da Fazenda Canchim, em São Carlos, SP. A média foi muito maior que a obtida por MATOS (1976), para animais nascidos no Rio Grande do Norte (27,3 kg), e um pouco menor que aquela encontrada por ALENCAR & BARBOSA (1982) em um rebanho Canchim criado em Lucélia, São Paulo.

Para peso aos 205 dias de idade, a média de  $178,3 \pm 1,25$  kg é semelhante àquelas obtidas por PAGKER (1977) e ALENCAR et al. (1981), mas difere daquela encontrada por BARBOSA et al. (1980), de 161 kg, para animais nascidos de 1958 a 1973. Isto pode ser devido à diferença na qualidade das pastagens nos últimos anos, uma vez que houve um aumento gradativo nos pesos aos 205 dias, particularmente após 1976, quando foram formadas novas pastagens na UEPAE de São Carlos. Estas pastagens foram destinadas às vacas paridas, com o objetivo de proporcionar-lhes melhores condições nutricionais para o reinício da atividade reprodutiva pós-parto. Isto pode ter contribuído para o aumento

TABELA 22 - Número de observações (N), médias (X), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (CV) e valores mínimos (MIN) e máximos (MAX) para as características de crescimento e fertilidade em fêmeas da raça Canchim

Características	N	X $\pm$ EP	CV, %	MIN	MAX
PESONASC, kg	573	35,0 $\pm$ 0,21	14,5	20	52
PES0205, kg	573	178,3 $\pm$ 1,25	16,7	94	260
PES0365, kg	573	204,1 $\pm$ 1,43	16,7	99	300
PES0550, kg	573	264,7 $\pm$ 1,81	16,4	147	398
PES0730, kg	573	306,7 $\pm$ 1,80	14,0	212	455
PES0915, kg	573	368,4 $\pm$ 2,12	13,7	216	550
PM, kg	573	471,9 $\pm$ 1,42	7,2	371	586
IPP, dias	562	1374,3 $\pm$ 10,94	18,8	799	2374
ISP, dias	508	1940,9 $\pm$ 12,04	13,9	1438	3127
TC, %	573	67,2 $\pm$ 1,80	34,8	0	100

da produção de leite das vacas, com reflexos positivos no peso à desmama dos bezerros.

Para pesos após a desmama (PES0365, PES0550, PES0730), as médias foram semelhantes às obtidas por BARBOSA et al. (1980) e um pouco menores que aquelas encontradas por OLIVEIRA (1979). Como as fêmeas foram manejadas de maneira semelhante em ambos os conjuntos de dados, as médias observadas por OLIVEIRA (1979) foram maiores provavelmente devido à diferença no período de observação dos dados analisados neste trabalho.

Para peso à maturidade, a média foi de  $472 \pm 1,42$  kg com um coeficiente de variação de 7,2% (TABELA 22). BARBOSA (1986a,b) encontrou média de 485 kg para pesos observados ao parto e à desmama do bezerro em vacas Canchim e 5/8 Charolês + 3/8 Zebu de 3 a 13 anos de idade. A pequena diferença observada entre as médias (13,1 kg ou 2,77%) pode ser atribuída ao fato da inclusão de vacas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu na amostra de dados analisada por BARBOSA (1986a,b). As fêmeas fundadoras da raça Canchim resultam do cruzamento de touros Charolês com vacas 3/4 Zebu + 1/4 Charolês. Dessa forma, a quantidade de heterose individual para peso à maturidade é diferente nas vacas fundadoras (75%) e nas fêmeas Canchim (aproximadamente 47%). Assim, era de se esperar que a média observada neste trabalho fosse um pouco menor que a obtida por BARBOSA (1986a,b).

A média para peso à maturidade das fêmeas Canchim ( $471,9 \pm 1,42$  kg) foi inferior àquela para fêmeas de Bos taurus, mas superior à média para fêmeas de Bos indicus, como pode ser observado nas TABELAS 2 e 22. Como era esperado, a média aqui obtida foi semelhante àquelas observadas em fêmeas cruzadas Bos taurus x Bos indicus por SEIFERT et al. (1976), MORRIS & WILTON (1977) e VENAMORE & RUDDER (1983).

Para a idade ao primeiro parto, a média foi semelhante àquela obtida por OLIVEIRA FILHO (1977), analisando dados observados no mesmo rebanho Canchim durante o período de 1961 a 1974. As médias para idades ao primeiro e segundo partos são consideradas como muito elevadas, se comparadas com as recomendações feitas por HARGROVE et al. (1969) para Bos taurus (27 meses) e por PEREIRA & MIRANDA (1975) para Bos indicus (40

meses). No entanto, deve ser ressaltado que o manejo reprodutivo adotado até 1976, com entrada das novilhas na reprodução aos 34 meses, foi o principal fator determinante da elevada idade ao primeiro parto. As mesmas considerações sobre o manejo são válidas para idade ao segundo parto.

A média para a taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos foi semelhante àquela determinada por OLIVEIRA FILHO (1977) para 518 fêmeas do mesmo rebanho, mas nascidas de 1958 a 1971, de 65,92%. Este resultado, por outro lado, coloca o rebanho Canchim aqui estudado acima da média brasileira para taxa de concepção, que é de 50% segundo PEREIRA & MIRANDA (1975) e EMBRAPA (1984).

Os resultados da análise de variância do peso à maturidade são apresentados na TABELA 23, onde verifica-se que todos os fatores incluídos no modelo matemático foram significativos.

Efeitos significativos do ano de pesagem sobre o peso de vacas de diferentes raças foram encontrados por FITZHUGH et al. (1967), ANDERSON et al. (1973), CANTET et al. (1984) e NADARAJAH et al. (1985). As médias juntamente com as constantes de ajuste de acordo com o ano-estação de pesagem, são apresentadas na TABELA 24 e mostradas graficamente na FIGURA 1. Verifica-se que as médias apresentaram formas semelhantes de variação ao longo do tempo.

Em relação às médias, pode-se verificar que as maiores foram observadas no período decorrido entre o outono de 1978 e o

outono de 1981, com exceção da primavera de 1980. Este período coincide com a utilização das novas pastagens pelas vacas paridas e com a redução da lotação das pastagens já existentes. Desde a estação do inverno de 1981, contudo, foi observada uma redução gradativa nas médias para peso à maturidade (FIGURA 1). Isto pode ter sido causado pelas baixas temperaturas do ar ocorridas no período, especialmente no inverno de 1981 quando ocorreu uma geada forte na região (ALENCAR et al., 1987), causando a degradação das pastagens formadas em 1976/1978 e,

TABELA 23 - Análise de variância do peso à maturidade

Fontes de Variação	Graus de Liberdade	Quadrados Médios
Ano-estação	22	16.691***
Condição da fêmea	1	26.651***
Classe de fertilidade	4	17.413***
Idade da fêmea	1	72.023***
Resíduo	544	2.659
Total	572	

\*\*\* (P<0,001).

também, pelo longo período de estiagem ocorrido em 1981.

As médias de acordo com as estações do ano (TABELA 24)



TABELA 24 - Número de observações (N), médias observadas (X), médias estimadas (LSM), erros-padrão (EP) e constantes de ajuste (CA), de acordo com o ano-estação de pesagem, para peso à maturidade

Ano	Estação	N	X, kg	LSM±EP, kg	CA, kg
1976	Inverno	22	470	436±14	42,6
	Primavera	34	489	462±13	16,3
1977	Outono	19	470	487±13	-8,3
	Inverno	16	461	466±14	12,7
	Primavera	19	438	438±12	40,3
1978	Outono	39	501	517± 9	-38,8
	Inverno	23	499	499±12	-20,6
1979	Verão	36	519	518± 9	-39,6
	Primavera	52	487	490± 8	-12,1
1980	Outono	23	490	507±12	-29,0
	Inverno	22	500	502±12	-24,0
	Primavera	18	447	460±13	18,5
1981	Verão	15	474	492±14	-13,9
	Outono	17	521	538±13	-59,8
	Inverno	30	470	482±10	-4,0
1982	Outono	20	477	490±12	-11,3
	Inverno	24	446	455±11	23,1
1983	Outono	14	457	487±15	-9,3

continua

Continuação TABELA 24

Ano	Estação	N	X, kg	LSM±EP, kg	CA, kg
1984	Inverno	15	427	445±14	33,0
	Primavera	20	451	461±12	17,8
	Outono	23	459	474±12	4,7
	Inverno	30	426	439±10	39,7
	Primavera	42	428	456±10	22,0
Estação	Verão	51	506	505± 7	-22,0
	Outono	155	484	500± 4	-17,0
	Inverno	182	462	466± 4	17,0
	Primavera	185	461	461± 4	22,0
Total/média		573	472	478± 2	0,0

foram maiores para os pesos observados no verão e outono do que no inverno e primavera. Assim, as fêmeas cujos pesos foram observados no primeiro semestre do ano (verão-outono), época de boas pastagens, foram de 28 a 38 kg mais pesadas do que aquelas com pesagens no segundo semestre do ano (inverno-primavera), quando as pastagens são escassas e de pior qualidade.

As médias para peso à maturidade, de acordo com a condição da fêmea à pesagem e com a classe de fertilidade, são apresentadas na TABELA 25. A FIGURA 2 mostra as mesmas médias.

A condição da fêmea à pesagem influenciou o peso à maturidade (TABELA 23). As fêmeas que se encontravam secas (não-lactantes) por ocasião da pesagem foram 20±6,3 kg mais pesadas (P<0,01) que as vacas paridas em lactação. Na literatura não

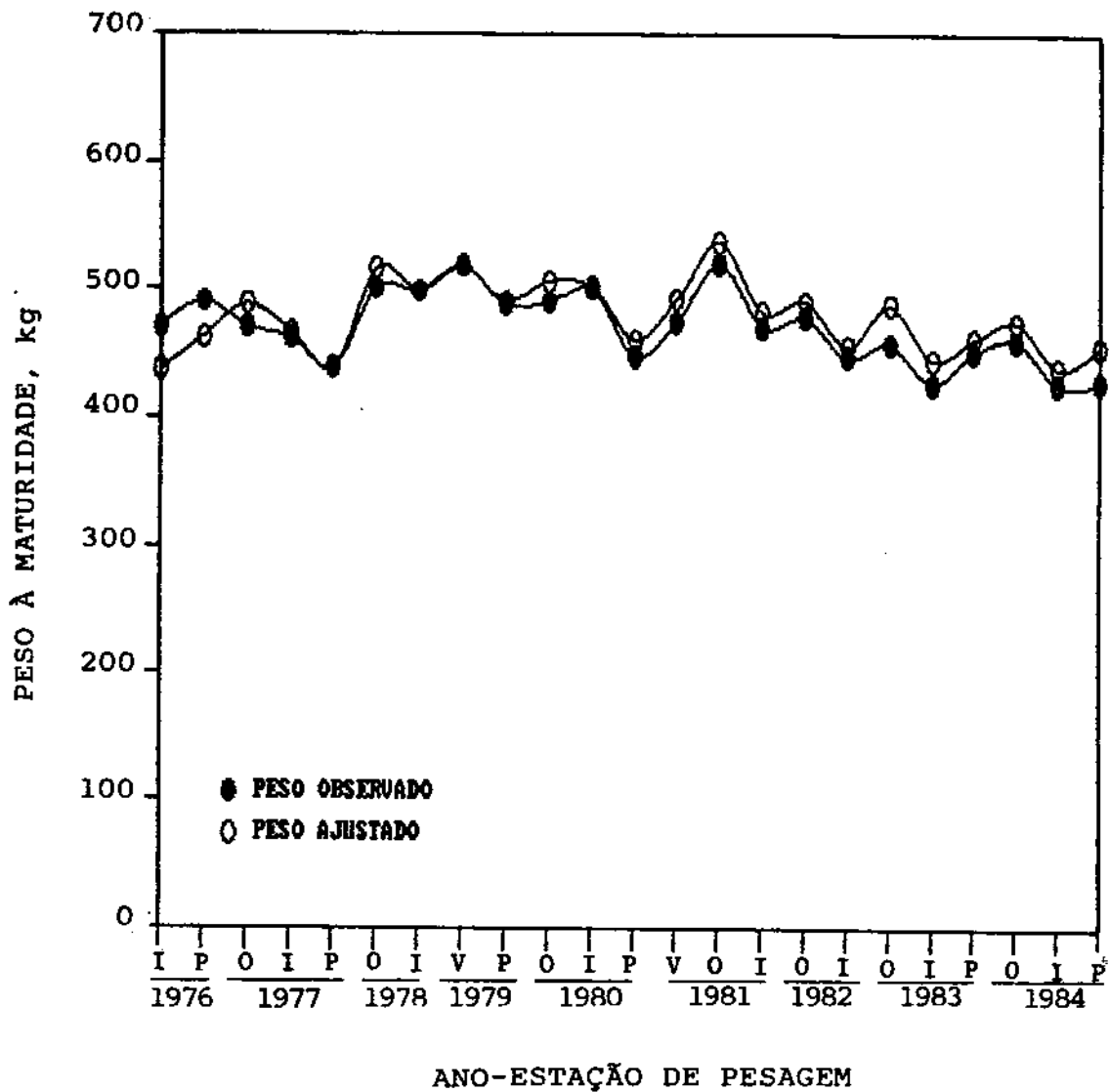


FIGURA 1 - Médias para peso à maturidade de acordo com o ano-estação da pesagem (V = Verão; O = Outono; I = Inverno; e P = Primavera).

foram encontradas referências sobre o efeito da condição da fêmea no peso à maturidade. No entanto, acredita-se que a diferença aqui observada seja devida às menores exigências nutricionais das fêmeas não-lactantes.

A classe de fertilidade da fêmea influenciou o peso à maturidade (TABELA 23). As médias de acordo com a classe de fertilidade das podem ser vistas na TABELA 25 e na FIGURA 2.

Observa-se que houve aumento do peso à maturidade à medida que diminuiu o número de bezerros produzidos pelas fêmeas. As amplitudes das médias observadas e estimadas para peso à maturidade das fêmeas que produziram zero e quatro bezerros foram de, respectivamente, 58 kg e 73 kg. Estes valores são menores que os encontrados por SEIFERT et al. (1976), para fêmeas cruzadas Hereford-Shorthorn x Africander-Brahman na Austrália (138 kg), e por McCURLEY et al. (1984), para fêmeas Angus, Hereford e Shorthorn no sudeste dos Estados Unidos ( $141 \pm 11$  kg). No Brasil, LISBOA & FERNANDES (1987) verificaram que as vacas de menor fertilidade na segunda estação de monta foram 65 kg mais pesadas que as de maior fertilidade.

Os resultados obtidos indicam que as fêmeas de maior eficiência reprodutiva (>75%) foram  $56 \pm 14$  kg ( $P < 0,01$ ) mais leves à maturidade que as fêmeas de menor fertilidade (<50%). Esta conclusão coincide com as obtidas por SEIFERT et al. (1976), McCURLEY et al. (1984), LISBOA & FERNANDES (1987) e FISS & WILTON (1990). Dessa forma, pode-se concluir que a produção de um bezerro por ano contribui significativamente para a redução do peso à maturidade em fêmeas da raça Canchim, criadas em regime de pasto na UEPAE de São Carlos, sem suplementação alimentar durante

o período da seca.

A média para a idade das fêmeas por ocasião da pesagem foi de 72 meses, com uma amplitude de variação de 64 a 86 meses. O efeito da idade à pesagem sobre o peso à maturidade foi significativo (TABELA 23) e essencialmente linear, com um coeficiente de regressão de  $2,80 \pm 0,54$  kg/ mês de aumento na idade da fêmea por ocasião da observação do peso à maturidade.

TABELA 25 - Número de observações (N), médias observadas (X), médias estimadas por (LSM) e erros-padrão (EP) para peso à maturidade, de acordo com a condição e classe de fertilidade das fêmeas Canchim à pesagem

Item	N	X, kg	LSM ± EP, kg
Condição da fêmea à pesagem:			
Parida	232	473	468 ± 5
Seca	341	471	488 ± 5
Classe de fertilidade da fêmea:			
0 bezerro	18	514	525 ± 13
1 bezerro	87	484	491 ± 6
2 bezerros	295	472	465 ± 3
3 bezerros	161	462	458 ± 5
4 bezerros	12	456	452 ± 15

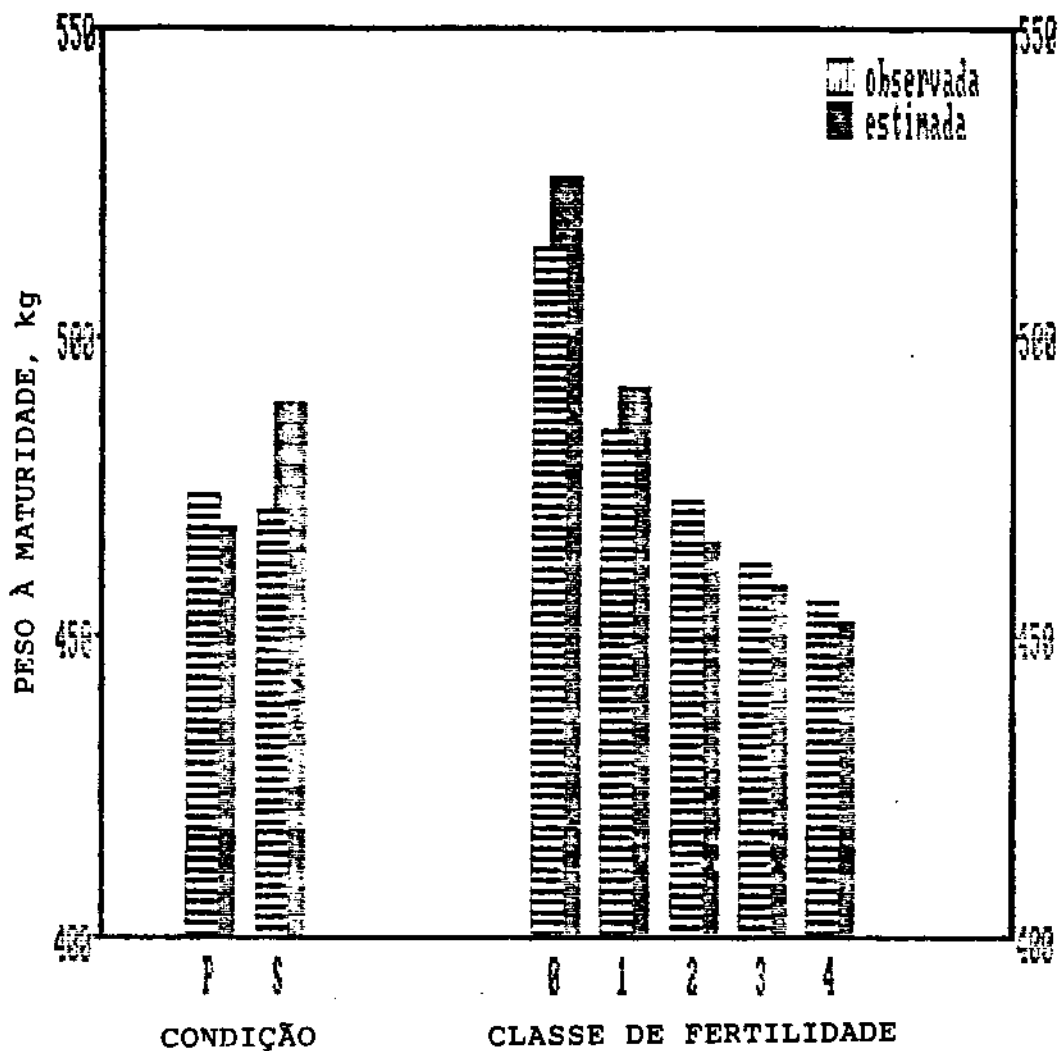


FIGURA 2 - Médias para peso à maturidade de acordo com a condição à pesagem (P = parida; S = seca) e a classe de fertilidade (0, 1, 2, 3 e 4 bezerros produzidos).

#### 4.2. Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre as Características de Crescimento do Nascimento à Maturidade

Os resultados da análise de variância são apresentados na TABELA 26, para as características de crescimento do nascimento<sup>e</sup> à desmama, e na TABELA 27 para as características de crescimento dos 12 meses à maturidade (72 meses de idade). Os pesos após a desmama foram significativamente ( $P < 0,01$ ) influenciados pelo fator touros dentro da geração.

O efeito<sup>de</sup> (do fator) geração da fêmea foi significativo nos pesos da desmama aos 24 meses de idade. Os pesos ao nascimento (PESONASC), aos 30 meses (PES0915) e à maturidade (PMA), no entanto, não foram influenciados pela geração da fêmea.

Quanto às características de crescimento do nascimento aos 24 meses, os resultados obtidos foram semelhantes aos verificados por BARBOSA et al. (1980), analisando dados de 915 fêmeas nascidas no período de 1958 a 1975. Parte das observações aqui analisadas pertence a ambas as amostras (1969 a 1975) e, isto, já é uma forte razão para a semelhança dos resultados.

Para peso à desmama, efeitos significativos da geração foram relatados por MORTARI (1976) em Neiore, RUDDER et al. (1983) em Belmont Red e KOCH et al. (1985) em animais cruzados. Para peso ao nascimento, MORTARI (1976) verificou efeitos significativos da geração o que discorda dos resultados obtidos neste trabalho e daqueles verificados por SEEBECK & SEEBECK (1983) para animais Hereford x Shorthorn. Para peso aos 12 meses de idade, efeitos significativos da geração foram encontrados por MORRIS et al. (1986) e RUDDER et al. (1983).

TABELA 26 - Análise de variância das características de crescimento do nascimento à desmama

Fontes de Variação	Graus de liberdade	Quadrados Médios	
		PESONASG	PES0205
Geração	2	23,79	11244,98**
Touros (Geração)	57	33,39*	611,84
Ano de Nascimento	9	23,34	5767,68**
Estação de Nascimento	3	16,48	8528,15**
Idade da Mãe	10	40,30	1705,63**
Cor da Pelagem	2	228,24**	5273,47**
Resíduo	489	22,78	467,90
Total	572		

\* (P<0,05); \*\* (P<0,01).

O peso à maturidade não foi influenciado pelo fator geração. BARBOSA (1986a) também não verificou efeito significativo da geração sobre o peso ao parto de vacas Canchim. O efeito da interação entre os fatores ano-estação de pesagem e classe de fertilidade da fêmea não foi significativo para o peso à maturidade.

As médias para as características de crescimento de acordo com a geração da fêmea são apresentadas na TABELA 28, onde verifica-se que as fêmeas da primeira geração foram



TABELA 27 - Análise de variância das características de crescimento dos 12 meses de idade à maturidade

Fontes de Variação	Graus de liberdade	Quadrados Médios				
		PES0365	PES0550	PES0730	PES0915	PMA
Geração (G)	2	9738**	7488*	8224*	3067	555
Touros (G)	57	1042**	2127**	2059**	3655**	4219**
Ano	9	7487**	5348**	7727**	5030**	1552
Estação	3	13156**	20519**	30107**	27071**	4539
Idade Mãe	10	1313*	724	937	1049	1697
Pelagem	2	4769**	10012**	6682**	10275**	12484**
Resíduo	489	626	963	1170	1547	2154
Total	572					

\*(P<0,05); \*\* (P<0,01).

significativamente mais pesadas, da desmama até aos 18 meses, que aquelas pertencentes às gerações seguintes. Dos 18 aos 24 meses de idade, no entanto, as fêmeas da segunda geração ganharam mais peso (0,372 kg/dia) que as da primeira (0,333 kg/dia) e da terceira (0,328 kg/dia) gerações. Deste modo, as diferenças relativas entre a primeira e as demais gerações diminuíram de 10,7% à desmama para apenas 3,3% aos 24 meses de idade. Estes resultados indicam que há redução da superioridade das fêmeas da primeira geração à medida em que os animais se tornam mais idosos, como sugerido por BARBOSA (1990b).

A existência de interação entre heterose residual e

TABELA 28 - Número de observações (N), médias (LSM) e erros-padrão (EP) para pesos à desmama (PES0205), aos 12 (PES0365), aos 18 (PES0550) e aos 24 meses de idade (PES0730), de acordo com a geração da fêmea

Geração	N	LSM±EP, kg			
		PES0205	PES0365	PES0550	PES0730
1	165	186±2,8	217±3,8	265±5,6	325±5,4
2	163	168±2,5	201±3,5	253±5,2	320±5,0
3	245	168±2,2	199±3,0	250±4,5	309±4,3
Total	573	174±1,6	206±2,2	256±3,3	318±3,2

idade para características de crescimento pode ser observada na FIGURA 3. Para a elaboração desta figura, as diferenças entre as médias foram expressas em termos de desvios relativos (%) e padronizadas para uma escala de valores positivos variando de zero a 12 pontos percentuais, porque a amplitude total de variação foi igual a 12%. Os desvios relativos, não padronizados, são mostrados na TABELA 29.

Na FIGURA 3, observa-se que os desvios diminuíram à medida que aumentou a idade das fêmeas, particularmente para as diferenças entre as médias para pesos da desmama aos 30 meses de idade das gerações 1 e 2 e 1 e 3. Por outro lado, a redução nos desvios referentes às gerações 2 e 3 não foi abrupta.

Como as fêmeas da primeira geração são filhas de touros

TABELA 29 - Desvios relativos (%) para as características de crescimento de acordo com as gerações das fêmeas (G1 = geração 1; G2 = geração 2; G3 = geração 3)

Características	$\frac{(G1 - G2)}{G1} \times 100$		$\frac{(G1 - G3)}{G1} \times 100$		$\frac{(G2 - G3)}{G2} \times 100$	
PESONASC	-2,05		-2,51		-0,45	
PES0205	9,35		9,53		0,20	
PES0365	7,04		7,99		1,02	
PES0550	4,74		5,89		1,22	
PES0730	1,74		4,98		3,30	
PES0915	-0,50		1,93		2,41	
PMA	0,91		0,84		-0,06	
Média	3,03		4,09		1,09	

e vacas 5/8 Charolês + 3/8 Zebu, elas apresentam, de acordo com o modelo de dominância para a heterose (DICKERSON, 1969), aproximadamente 47% da heterozigose inicial (100% nas fêmeas F1 Charolês x Zebu) e, supondo que exista uma correlação perfeita entre heterose e heterozigose, também apresentam aproximadamente 47% de heterose individual e de heterose materna, para as características de crescimento, em relação às fêmeas F1. No entanto, as mães das fêmeas da primeira geração, filhas de touros Charolês e vacas 3/4 Zebu + 1/4 Charolês, apresentam 62,5% de heterozigose e, supondo as mesmas condições anteriores, 75% de heterose materna, que influencia as características de crescimento das suas filhas (fêmeas Canchim de primeira geração).

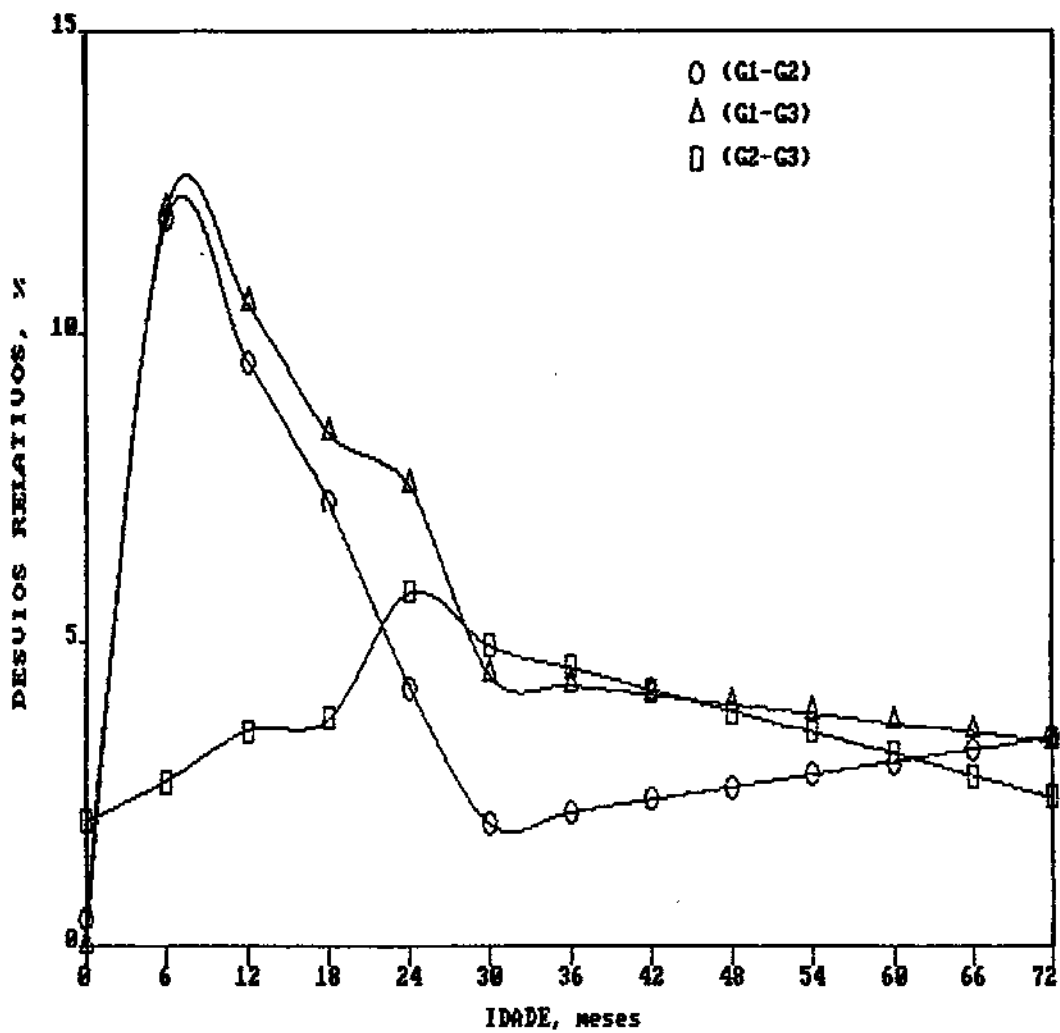


FIGURA 3 - Interação heterose residual x idade para características de crescimento em fêmeas da raça Canchim.

Nas gerações seguintes, segundo FALCONER (1989), a heterose individual e a heterose materna se estabilizam. No caso das fêmeas Canchim, da segunda geração em diante, em 47% dos níveis de heterose individual e materna observados nas fêmeas F1 Charolês x Zebu. Portanto, as fêmeas Canchim da primeira geração foram mais pesadas, da desmama aos 24 meses de idade, porque a heterose materna proporcionou-lhes efeitos heteróticos diretos (PES0205) e residuais de maior magnitude (75%) do que para as fêmeas das demais gerações (47%).

Para os pesos após a desmama (PES0365, ..., PMA), os desvios relativos (TABELA 29) diminuíram à medida que aumentou a idade da fêmea. Este resultado sugere que a importância da interação heterose relativa x idade também diminui com a estabilização da heterose. O mesmo resultado, combinado com as reduções drásticas ocorridas nos desvios relativos entre as gerações 1 e 2 e 1 e 3, também indica que a interação heterose relativa x idade depende dos níveis de heterozigose individual e materna. Quanto maior o nível de heterozigose, maior a importância da interação heterose x idade.

Os resultados obtidos para os efeitos da geração da fêmea sobre características de crescimento mostram a importância do fator e sugerem a realização de outros trabalhos, para verificar até que ponto a interação heterose x idade é um aspecto importante para a produção animal. Em caso positivo, os esquemas de sistemas de cruzamento e de formação de novas raças devem ser delineados considerando o efeito desfavorável da redução do nível de heterose relativa com o aumento da idade dos animais. De outra

forma, os benefícios resultantes da utilização daquelas estratégias podem ser de pequena magnitude.

O ano de nascimento apresentou efeitos significativos sobre os pesos da desmama até aos 30 meses de idade. Os pesos ao nascimento e à maturidade não foram influenciados pelo ano de nascimento (TABELAS 26 e 27).

Os resultados obtidos são semelhantes àqueles verificados por NOVAES et al. (1974), OLIVEIRA (1977, 1979), PACKER (1977), BARBOSA et al. (1980), ALENGAR et al. (1981) e ALENGAR & BARBOSA (1982), todos trabalhando com diferentes amostras de dados de pesos corporais em fêmeas da raça Canchim, criadas em regime de pastagens.

A amplitude de variação das médias para peso ao nascimento foi de apenas 2,3 kg (6,5% da média geral), com pequena variação das constantes estimadas no decorrer do período. Por estes resultados, pode-se inferir que as condições ambientais e de manejo, às quais as vacas prenhes foram submetidas durante o período de 1969 a 1979, não sofreram variações significativas.

O ano de nascimento também não influenciou a variação dos pesos à maturidade ajustados (PMA), como mostrado na TABELA 27. Uma vez que os dados observados para peso à maturidade foram ajustados para o efeito do fator ano-estação da pesagem e este é determinado, em grande parte, pelo ano de nascimento, não era esperado que se obtivesse efeito significativo do ano de nascimento sobre o peso à maturidade ajustado.

O ano de nascimento apresentou efeitos altamente significativos para os pesos da desmama aos 30 meses. As médias para estes pesos são mostrados na TABELA 30.

Considerando-se o conjunto das características de crescimento e uma classificação dos anos de nascimento de acordo com as médias em bons (mais de um desvio-padrão acima da média), regulares (entre -1 e +1 desvios-padrão), e ruins (mais de um desvio-padrão abaixo da média), verificou-se que as fêmeas nascidas nos anos de 1971 e 1977 tiveram melhores condições ambientais e de manejo do que aquelas nascidas nos outros anos. Este resultado foi devido a duas causas diferentes. Para o ano de 1971, a razão do melhor desempenho deve ter sido a não realização da estação de monta prevista para outubro de 1969, o que provocou a diminuição do número de animais na Fazenda Canchim e proporcionou melhores condições ambientais para a recuperação das vacas.

Por outro lado, para o ano do nascimento de 1977, a causa do melhor desempenho quanto ao crescimento dos animais foi a maior disponibilidade de pastagens recém-formadas e de boa qualidade, pois os solos receberam calagem e adubações no plantio e de manutenção dos novos pastos. Na Tabela 30 verifica-se que as maiores médias para os diferentes pesos foram obtidas para as fêmeas nascidas em 1977. Isto é um reflexo das melhores condições de alimentação oferecidas às fêmeas nascidas naquele ano durante a fase de crescimento, principalmente do nascimento à desmama.

TABELA 30 - Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para pesos de fêmeas Canchim, de acordo com o ano de nascimento

Ano	N	LSM±EP, kg				
		PES0205	PES0365	PES0550	PES0730	PES0915
1969	53	166±6,7	205±7,9	254±8,9	344±10,8	367±12,7
1971	32	185±6,1	223±7,2	264±9,1	335± 9,8	360±11,6
1972	93	178±4,5	207±5,3	273±6,8	316± 7,3	359± 8,8
1973	68	187±3,9	222±4,7	268±6,1	316± 6,5	365± 7,8
1974	63	174±3,6	211±4,4	252±5,7	302± 6,0	335± 7,4
1975	72	150±4,0	186±4,8	227±6,3	297± 6,6	352± 8,0
1976	46	148±4,4	179±5,2	242±6,7	334± 7,1	375± 8,6
1977	39	191±6,0	234±7,0	277±8,9	342± 9,6	360±11,3
1978	51	189±5,0	202±5,9	256±7,6	304± 8,2	359± 9,7
1979	56	171±6,6	188±7,7	246±9,7	291±10,5	350±12,4
Total	573	174±1,6	206±2,2	256±3,3	318± 3,2	358± 4,4

A estação do ano em que ocorreu o nascimento da fêmea também influenciou significativamente os pesos da desmama aos 30 meses de idade (TABELAS 26 e 27), mas não teve efeitos sobre a variação dos pesos ao nascimento e à maturidade.

Para peso ao nascimento e peso à desmama os resultados obtidos concordam com aqueles verificados, por VIANNA et al. (1978), OLIVEIRA (1977 e 1979), PACKER (1977), BARBOSA et al. (1980), ALENCAR et al. (1981) e ALENCAR & BARBOSA (1982). Por



estes resultados, infere-se que as condições ambientais e de manejo, às quais as fêmeas gestantes foram submetidas durante as estações do ano não variaram de forma a ter efeitos significativos sobre o peso ao nascimento das bezerras. Além disso, pode-se concluir que não houve efeito desfavorável da temperatura ambiente do verão sobre o peso ao nascimento das bezerras. Para pesos após a desmama, os resultados foram semelhantes aos verificados por OLIVEIRA (1979) e BARBOSA et al. (1980).

O peso à maturidade (PMA) não foi influenciado pelo fator estação de nascimento (TABELA 27). As razões para a obtenção deste resultado já foram discutidas, em parte, no item 4.2.2. (ano de nascimento). Além disso, a estação de nascimento determina, parcialmente, a estação de pesagem. Por isso, e pela inclusão de ano de nascimento no modelo matemático usado para analisar as causas de variação do peso à maturidade ajustado (PMA), não seria esperado que o efeito da estação de nascimento fosse significativo.

Na TABELA 31, observa-se que as fêmeas nascidas durante o primeiro semestre (verão-outono) foram significativamente ( $P < 0,01$ ) menos pesadas aos 205 dias ( $164 \pm 2,4$  kg) do que as nascidas durante as estações do inverno e da primavera ( $184 \pm 1,6$  kg). Para os pesos observados em intervalos regulares de 12 e 24 meses após a desmama, isto é, pesos aos 18 e 30 meses, respectivamente, verifica-se o mesmo tipo de resultado.

A verificação de que as fêmeas nascidas durante o primeiro semestre do ano foram menos pesadas aos 205, 550 e 915 dias, deve-se ao fato dos pesos nestas idades serem observados

durante o inverno e a primavera, quando as disponibilidades de pastagens geralmente são menores. Este tipo de comportamento da variação dos pesos aos 205, 365 e 730 dias, em fêmeas da raça Ganchim criadas em regime exclusivo de pastagens, também foi encontrado por BARBOSA et al. (1980) e OLIVEIRA et al. (1984).

TABELA 31 - Número de observações(N) e médias (LSM± erro-padrão) para características de crescimento, de acordo com a estação de nascimento da fêmea

Estação de Nascimento	N	LSM± erro-padrão, kg				
		PES0205	PES0365	PES0550	PES0730	PES0915
Verão	95	161±3,0	212±3,7	245±4,9	333±5,1	345±6,4
Outono	49	167±3,9	208±4,6	233±6,0	338±6,4	328±7,7
Inverno	278	188±2,1	213±2,7	280±3,9	312±3,9	383±5,1
Primavera	151	179±2,4	190±3,0	265±4,2	289±4,2	377±5,5
Total	573	174±1,6	206±2,2	256±3,3	318±3,2	358±4,4

Considerando os pesos aos 365 e 730 dias de idade, verificou-se que as fêmeas nascidas durante a primavera (outubro-dezembro), foram menos pesadas do que as nascidas nas demais estações climáticas do ano (TABELA 31). As diferenças relativas foram iguais a 10% e 11,9% para os pesos aos 365 e 730 dias respectivamente e desfavoráveis para as fêmeas nascidas na primavera. Estes resultados refletem as condições ambientais, às

quais as fêmeas nascidas durante a primavera foram submetidas. Para esta estação de nascimento, os pesos aos 385 e 730 dias de idade são calculados com base nas observações feitas no final da época da seca (outubro-novembro) quando as pastagens são de baixa qualidade e a disponibilidade de matéria seca também é menor.

Por estes resultados, conclui-se que os efeitos da estação de nascimento são determinados pela época do ano em que as observações são feitas. Desta forma, ocorre uma alternância de pesos maiores e menores de acordo com a estação de nascimento, dependendo da idade do animal.

A idade da mãe da fêmea influenciou os pesos à desmama e aos 12 meses de idade como pode ser observado nas TABELAS 26 e 27, respectivamente. As demais características de crescimento estudadas não foram afetadas por aquele fator.

Para peso ao nascimento (PESONASC), o resultado obtido neste trabalho foi semelhante aos relatados por OLIVEIRA (1979), BARBOSA et al. (1980) e ALENCAR e BARBOSA (1982), que também não verificaram efeitos significativos da idade da mãe do bezerro.

Para peso à desmama o resultado aqui verificado foi consistente com o princípio já estabelecido de que a idade da mãe é uma das mais importantes causas de variação do peso à desmama em bovinos de corte. Na raça Canchim, resultados semelhantes foram obtidos por OLIVEIRA (1977), PACKER (1977), OLIVEIRA (1979), BARBOSA et al. (1980) e ALENCAR & BARBOSA (1982).

O efeito significativo da idade da mãe sobre o peso aos

TABELA 32 - Número de observações (N) e médias (LSM $\pm$ erro-padrão) para pesos aos 205 dias (PES0205) e aos 365 dias de idade (PES0365), de acordo com a idade da mãe da fêmea

Idade da Mãe, anos	N	LSM $\pm$ erro-padrão, kg	
		PES0205	PES0365
3	56	161 $\pm$ 4,0	195 $\pm$ 4,8
4	78	175 $\pm$ 3,2	208 $\pm$ 3,9
5	68	177 $\pm$ 3,1	208 $\pm$ 3,8
6	81	177 $\pm$ 3,0	206 $\pm$ 3,7
7	48	181 $\pm$ 3,5	210 $\pm$ 4,3
8	52	180 $\pm$ 3,6	212 $\pm$ 4,3
9	41	181 $\pm$ 3,9	209 $\pm$ 4,6
10	31	177 $\pm$ 4,3	213 $\pm$ 5,1
11	34	169 $\pm$ 4,1	205 $\pm$ 4,9
12	30	169 $\pm$ 4,5	202 $\pm$ 5,4
13+	54	166 $\pm$ 3,6	196 $\pm$ 4,3
Total	573	174 $\pm$ 1,6	206 $\pm$ 2,2

12 meses (PES0365) mostra que há um efeito residual da habilidade materna (principalmente produção de leite) sobre os pesos após à desmama, isto é, os animais filhos de vacas de idades intermediárias (5 a 10 anos) desmamam mais pesados e tendem a manter esta diferença em idades posteriores. O resultado obtido foi semelhante aos verificados por BELTRÁN (1976) em Brahman,

PABST et al. (1977), KALM et al. (1978) e BARBOSA (1982) em Charolês, MARIANTE (1978) e ELER (1987) em Nelore, e BARBOSA et al. (1980) em fêmeas da raça Canchim.

As médias para os pesos aos 205 dias (PES0205) e aos 365 dias (PES0365), são apresentadas na TABELA 32. Para todos os pesos, verifica-se que as vacas de 3 e de 13 anos, ou mais, de idade por ocasião do parto, produziram filhas com menores médias. Considerando três classes de idade da mãe (Jovens = 3 a 5 anos de idade; maduras = 6 a 10 anos de idade; e velhas = mais de 10 anos de idade), e o peso aos 205 dias, as filhas de vacas maduras foram significativamente mais pesadas ( $179 \pm 1,8$  kg) que as demais ( $169 \pm 1,8$  kg). A mesma conclusão foi obtida com relação ao peso aos 365 dias: as filhas de vacas maduras pesaram, em média,  $210 \pm 2$  kg e as demais  $202 \pm 1,8$  kg.

Os resultados obtidos mostraram que os pesos das fêmeas aumentaram com a idade das mães até os 10 anos de idade e, depois, diminuíram. As diferenças, podem ser atribuídas às diferenças na habilidade materna das vacas no período de aleitamento (produção de leite e comportamento materno). As vacas jovens e velhas teriam menor habilidade materna que as vacas maduras, talvez devido à menor produção de leite. A diferença relativa entre as médias para peso aos 205 dias das filhas de vacas maduras e das demais vacas foi de 5,92%. Esta diferença reduziu-se para 3,96% aos 12 meses, indicando uma diminuição do efeito residual da idade da mãe sobre o peso aos 365 dias.

A cor da pelagem da fêmea apresentou efeitos altamente significativos nas características de crescimento estudadas no

TABELA 33 - Distribuição de frequências do número de touros dentro de geração de acordo com a combinação da cor da pelagem das filhas e diferenças em relação ao total de touros

Combinação da cor da pelagem das filhas	Geração			Diferença	
	1	2	3	N	Relativa, %
Branca + baia <sup>a</sup>	18	25	17	0	0,00
Branca + amarela <sup>b</sup>	18	25	16	1	1,67
Baia + amarela <sup>c</sup>	18	25	15	2	3,33
Total	18	25	17	3	5,00

a, b, c = indicação de confundimento total com pelagens amarela, baia e branca, respectivamente.

presente trabalho (TABELAS 26 e 27). Considerando todas as características estudadas, a cor da pelagem foi o segundo fator fixo mais importante quanto aos efeitos sobre a variação daquelas características, sendo a estação de nascimento o fator mais importante.

Na literatura revisada sobre as relações entre cor da pelagem e características de crescimento em bovinos, BROWN (1961), SCHLEGER (1962), SMIRNOV (1971), FINCH & WESTERN (1977), VALLE (1980) e PETERS et al. (1982) obtiveram evidências de que a cor da pelagem influencia o desenvolvimento.

Como a cor da pelagem é de herdabilidade alta ( $0,55 \pm 0,12$ , em média), suspeitou-se de confundimento entre os fatores touro e cor da pelagem. Contudo, como pode ser visto na

TABELA 33, verificou-se que apenas 3 touros (5% do total) estavam completamente confundidos com a cor da pelagem das suas filhas. O número de filhas destes 3 touros representou apenas 1,75% do número total de observações. Além disso, o efeito da interação ano-estação de nascimento x cor da pelagem não foi significativo em nenhuma das características de crescimento.

A TABELA 34 contém as médias para os pesos das fêmeas de acordo com a cor da pelagem. As fêmeas de pelagens baia (creme) e amarela foram mais pesadas que as de pelagem branca, em todas as idades ( $P < 0,01$ ). Não houve diferença significativa entre as fêmeas de pelagens baia e amarela quanto às características de crescimento. As diferenças relativas entre as médias para pesos das fêmeas de pelagem mais escura (baia + amarela) e pelagem clara (branca), variaram de 3,21% (para peso à maturidade, PMA) a 11,57% (para peso aos 205 dias de idade, PES0205), com média de  $5,43 \pm 1,08\%$ .

Em uma análise dos pesos do nascimento à maturidade através de um modelo incluindo a interação ano-estação do nascimento x cor da pelagem, verificou-se que o efeito não foi significativo ( $P > 0,05$ ). Portanto, as diferenças não foram devidas às possíveis variações dos pesos de acordo com as classes de ano-estação do nascimento e cor da pelagem.

As diferenças favoráveis às fêmeas de pelagem mais escura (baia e amarela) podem ser atribuídas a várias causas. Primeiro, em regiões tropicais de altitude elevada (acima de 900 metros), os efeitos indesejáveis do excesso de calor são menos pronunciados do que em regiões de baixa altitude (menor que 400

**TABELA 34 - Número de observações (N) e médias (LSM $\pm$ erro-padrão), para pesos de fêmeas Canchim, de acordo com a cor da pelagem**

Características	Cor da Pelagem		
	Branca(N=22)	Baia(N=221)	Amarela(N=132)
PESONASC	33,9 $\pm$ 0,5	36,2 $\pm$ 0,5	35,5 $\pm$ 0,6
PES0205	188 $\pm$ 2,1	179 $\pm$ 2,1	175 $\pm$ 2,5
PES0365	200 $\pm$ 2,7	211 $\pm$ 2,7	206 $\pm$ 3,1
PES0550	247 $\pm$ 3,9	263 $\pm$ 3,8	257 $\pm$ 4,3
PES0730	311 $\pm$ 3,8	323 $\pm$ 3,8	321 $\pm$ 4,3
PES0915	349 $\pm$ 5,1	364 $\pm$ 5,0	362 $\pm$ 5,5
PMA	468 $\pm$ 5,5	485 $\pm$ 5,4	482 $\pm$ 6,1

metros). Assim, as vantagens relativas das pelagens claras, em compensar o excesso da carga de calor absorvido, também diminuem em regiões de altitude elevada (FINCH & WESTERN, 1977). A Fazenda Canchim localiza-se em terras onduladas com altitude de 856 metros, em média, o que pode explicar parte das diferenças encontradas neste trabalho. Em áreas com níveis baixos de estresse pela temperatura do ar, os animais de pelagens mais escuras teriam, provavelmente alguma vantagem seletiva sobre os de pelagem clara, como sugerido por BONSMA (1949) e verificado por FINCH & WESTERN (1977).

Em segundo lugar, a elevação da temperatura corporal do animal com o decorrer do dia, como observado por SILVA (1973) e



LEMOS (1986) também pode acelerar os processos metabólicos (anabolismo e/ou catabolismo), de acordo com os resultados de FRISCH (1981) e, como consequência, causar maior ganho de peso dos bezerros.

Uma terceira possível causa da diferença em ganho de peso do nascimento à desmama, favorável às fêmeas de pelagem escura, pode ser a existência de ligação entre genes para cor da pelagem e para crescimento. BARBOSA et al. (1991) relataram que as estimativas de correlações fenotípicas e genéticas entre a cor da pelagem e os pesos foram todas positivas, variando de 0,13 a 0,17 e  $0,12 \pm 0,33$  a  $0,41 \pm 0,26$ , respectivamente. As correlações fenotípicas foram causadas principalmente pelo componente genético, sugerindo que as fêmeas de pelagem escuras são geneticamente mais pesadas que as de pelagem branca.

#### 4.3. Efeitos de Fatores Genéticos e Ambientais sobre as Características de Fertilidade

Os resultados das análises de variância para as características de fertilidade são mostrados na TABELA 35.

O efeito de touros foi significativo na variação das idades ao primeiro ( $P < 0,10$ ) e segundo partos ( $P < 0,05$ ) e da taxa de concepção ( $P < 0,01$ ).

TABELA 35 - Análises de variância das características de fertilidade (IPP = idade ao primeiro parto; ISP = idade ao segundo parto; TC = taxa de concepção)

Fontes de Variação	Graus de Liberdade	Quadrados Médios		
		IPP	ISP	TC
Geração	2	131.471	135.814	180
Touros (Geração)	57	67.763*	80.641**	678***
Ano de Nascimento	9	280.463***	321.808***	1858***
Estação de Nascimento	3	584	27.810	892*
Idade da Mãe	10	69.750	78.741	488
Cor da Pelagem	2	131.901*	102.705	175
Resíduo	478(424) <sup>a</sup>	51.431	53.333	404
Total	561(507) <sup>a</sup>			

\* (P<0,10); \*\* (P<0,05); \*\*\* (P<0,01).

<sup>a</sup> Número de graus de liberdade para idade ao segundo parto (ISP) entre parênteses.

A geração da fêmea não apresentou efeito significativo sobre nenhuma das características de fertilidade estudadas neste trabalho (TABELA 35). Para a idade ao primeiro parto, o resultado aqui obtido é semelhante ao verificado por LEMOS (1986) na raça Pitangueiras.

Para o efeito da geração sobre a idade ao segundo parto não foram encontradas na literatura outras evidências para confirmar ou não o resultado aqui obtido. Por outro lado, para

taxa de concepção SEIFERT & KENNEDY (1972) verificaram que a geração da fêmea apresentou efeito significativo ( $P < 0,05$ ) em uma população de fêmeas Brahman x Hereford-Shorthorn, e não significativo em uma outra população de fêmeas Africander x Hereford-Shorthorn, ambas criadas na Austrália nas mesmas condições de ambiente e de manejo reprodutivo. O resultado aqui obtido é semelhante aos verificados por SEIFERT & KENNEDY (1972) e MacKINNON et al. (1989), para o grupo genético de maior fertilidade (88,25% de taxa de concepção), e diferente daquele para o grupo genético de menor fertilidade (51,80% de taxa de concepção). A média para a taxa de concepção foi igual a  $67,2 \pm 1,80\%$  (TABELA 36). Assim, parece que o efeito da geração depende do nível de fertilidade da população.

As médias para as características de fertilidade, de acordo com o número da geração da fêmea, são mostradas na TABELA 36. Verifica-se que as diferenças relativas são de pequena magnitude. No entanto, a tendência foi no sentido de redução dos níveis favoráveis de fertilidade de acordo com o aumento do número da geração.

O ano de nascimento foi o fator mais importante como causa da variação para as características de fertilidade (TABELA 35).

Para a raça Canchim, os resultados obtidos para as idades ao primeiro (IPP) e ao segundo partos (ISP), foram consistentes com os verificados por OLIVEIRA FILHO (1977) e ALENCAR & BUGNER (1988). Entretanto, resultado oposto foi obtido por ALENCAR et al. (1982), em outro rebanho de Canchim submetido

TABELA 36 - Número de observações (N) e médias (LSM± erro-padrão) para características de fertilidade, de acordo com a geração da fêmea

Geração da Fêmea	LSM±erro-padrão					
	N	IPP, dias	N	ISP, dias	N	TC, %
1	159	1.318±30,0	148	1.875±35,2	165	68,4±3,07
2	161	1.335±26,7	147	1.905±32,0	163	67,0±2,82
3	242	1.380±23,6	213	1.947±28,4	245	66,0±2,45
Total	562	1.344±17,3	508	1.909±20,6	573	67,2±1,80

a melhores condições de manejo nutricional das novilhas.

Ainda na raça Canchim, o efeito de ano do nascimento sobre a variação da taxa de concepção (TC) foi semelhante aos verificados por ALENCAR & BARBOSA (1981), em fêmeas que tinham participado de até três estações de monta, e OLIVEIRA FILHO et al. (1979).

A TABELA 37 contém as médias para as características de fertilidade, de acordo com o ano de nascimento.

A média para a idade ao primeiro parto foi menor que aquelas obtidas por OLIVEIRA FILHO (1977) e ALENCAR & BUGNER (1986) de, respectivamente, 1388±14 dias e 1360±14 dias, para fêmeas nascidas e criadas no mesmo rebanho cujos dados foram analisados neste trabalho. Os períodos de nascimento variaram de 1958 a 1971 (OLIVEIRA FILHO, 1977), 1972 a 1980 (ALENCAR & BUGNER, 1986) e 1989 a 1979 no presente estudo. Isto deve ter

**TABELA 37 - Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP), idade ao segundo parto (ISP) e taxa de concepção (TC), de acordo com o ano de nascimento da fêmea**

Ano de Nascimento	LSM±erro-padrão					
	N	IPP, dias	N	ISP, dias	N	TC, %
1969	53	1.346±71	50	1.863±77	53	64,8±6,3
1971	32	1.278±84	30	1.851±70	32	65,1±5,8
1972	88	1.414±48	78	2.024±52	93	59,7±4,3
1973	65	1.553±42	60	2.182±46	68	66,8±3,8
1974	62	1.387±38	57	1.935±42	63	58,8±3,5
1975	71	1.430±43	61	1.970±48	72	65,7±3,9
1976	45	1.232±46	40	1.777±51	46	66,3±4,2
1977	39	1.149±63	37	1.769±67	39	69,5±5,6
1978	51	1.316±53	50	1.873±57	51	58,6±4,8
1979	56	1.334±69	45	1.848±74	56	96,2±6,2
<b>Total</b>	<b>562</b>	<b>1.344±17</b>	<b>508</b>	<b>1.909±20</b>	<b>573</b>	<b>67,2±1,8</b>

sido a causa das pequenas diferenças encontradas.

Em uma análise dos dados de um outro rebanho Canchim, ALENCAR et al. (1982) obtiveram a média para a idade ao primeiro parto de 1023±13 dias, bem menor que aquela obtida neste trabalho, devido às melhores condições de ambiente nutricional oferecidas às novilhas na época da seca (suplementação alimentar com silagem de capim elefante-napier) e, também, ao manejo

reprodutivo, com a entrada das novilhas em reprodução aos 22 meses, em média. No presente trabalho, a média para a idade das novilhas no início da primeira estação de monta foi de  $920 \pm 9$  dias ( $30,2 \pm 0,3$  meses), com um coeficiente de variação de 22,68%.

Na TABELA 37, observa-se que houve redução nas médias para as idades ao primeiro (IPP) e ao segundo (ISP) partos e, por outro lado, aumento da média para a taxa de concepção (TC), com o decorrer do tempo.

A principal causa dos resultados aqui obtidos (redução nas idades ao primeiro e segundo partos e aumento na taxa de concepção), talvez tenham sido as mudanças no manejo reprodutivo das novilhas a partir de 1978, com redução da idade de entrada na primeira estação de monta e das vacas, com a colocação de todas as recém-paridas na estação de monta subsequente, a partir de 1989.

Pelos resultados obtidos, pode-se concluir que é possível a redução da idade ao primeiro parto, sem reduzir a taxa de concepção, das fêmeas da raça Canchim. Esta conclusão confirma, em parte, a sugestão feita por OLIVEIRA FILHO (1977), no sentido de se avaliar o efeito da antecipação da idade da novilha à entrada em reprodução sobre a idade ao primeiro parto.

A estação de nascimento afetou apenas a taxa de concepção das fêmeas ( $P < 0,10$ ), como pode ser visto na TABELA 35. Este resultado não foi diferente do obtido por OLIVEIRA FILHO et al. (1979), para fêmeas da raça Canchim do mesmo rebanho, quando se considera o nível de significância aqui estipulado para características de fertilidade ( $P < 0,10$ ).

Para a idade ao primeiro parto (IPP), o resultado verificado neste trabalho não difere daqueles encontrados por outros autores na raça Canchim (OLIVEIRA FILHO, 1977; OLIVEIRA FILHO et al., 1979; ALENCAR et al., 1982).

As médias para as características de fertilidade, de acordo com a estação de nascimento das fêmeas, encontram-se na TABELA 38. As fêmeas nascidas no verão e outono apresentaram média para taxa de concepção significativamente ( $P < 0,10$ ) maior ( $69,0 \pm 2,3\%$ ) do que aquelas nascidas nas demais estações do ano ( $65,3 \pm 1,6\%$ , em média). Este resultado coincide com a observação de que as fêmeas nascidas no verão e no outono também foram mais pesadas aos 24 meses ( $336 \pm 4,1$  kg) do que aquelas nascidas nas demais estações do ano ( $301 \pm 3,7$  kg). Estes resultados indicam a conveniência do estabelecimento de uma estação de monta no outono, se os critérios para entrada da novilha em reprodução forem a idade de 24 meses e o peso de 320 kg. Contudo, ALENCAR (1982) verificou efeito significativo do mês de nascimento sobre a viabilidade do bezerro, do nascimento até a desmama, no rebanho Canchim da EMBRAPA-UEPAE de São Carlos. A taxa de mortalidade foi maior nos bezerros nascidos de outubro a janeiro. Por isso, dever-se-ia evitar, através do manejo reprodutivo, a ocorrência de nascimentos durante a estação da primavera e no início do verão (janeiro). SANTIAGO et al. (1983) observaram que a taxa de sobrevivência até à desmama foi maior para os bezerros Canchim nascidos de fevereiro a maio.

TABELA 38 - Número de observações (N) e médias (LSM± erro-padrão) para idade ao primeiro parto (IPP), idade ao segundo parto (ISP) e taxa de concepção (TC), de acordo com a estação de nascimento

Estação de Nascimento	LSM±erro-padrão					
	N	IPP, dias	N	ISP, dias	N	TC, %
Verão	93	1.347±32	86	1.875±36	95	72,2±2,9
Outono	49	1.347±41	41	1.929±46	48	65,7±3,7
Inverno	270	1.341±23	244	1.912±26	278	63,9±2,2
Primavera	150	1.341±25	137	1.920±29	151	68,8±2,4

As características de fertilidade não foram influenciadas pela variação existente na idade das mães por ocasião do parto. Este resultado era esperado, tendo em vista a redução do efeito residual da idade da mãe sobre as características de crescimento após os 12 meses de idade.

Para maior clareza e plenitude da apresentação dos resultados obtidos, as médias de acordo com a idade da mãe da fêmea são mostradas na TABELA 39.

A idade ao primeiro parto (IPP) foi significativamente ( $P < 0,10$ ) influenciada pela cor da pelagem da novilha. A idade ao segundo parto (ISP) e a taxa de concepção (TC), ajustadas para os



**TABELA 39 - Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para as características de fertilidade, de acordo com a idade da mãe da fêmea**

Idade da Mãe, anos	LSM±erro-padrão					
	N	IPP, dias	N	ISP, dias	N	TC, %
3	55	1.374±42	49	1.957±46	58	66,7±3,8
4	76	1.381±34	70	1.887±38	78	68,1±3,1
5	67	1.379±33	60	1.928±37	68	63,6±3,1
6	81	1.383±32	72	1.939±36	81	62,4±3,0
7	47	1.315±37	40	1.887±43	48	68,9±3,4
8	52	1.364±38	48	1.980±42	52	68,3±3,5
9	39	1.300±42	35	1.836±45	41	69,8±3,8
10	28	1.283±47	27	1.883±50	31	60,7±4,1
11	33	1.407±44	27	1.956±50	34	68,4±4,0
12	30	1.268±48	29	1.825±51	30	74,4±4,3
13+	54	1.329±38	51	1.921±41	54	69,3±3,4
<b>Total</b>	<b>562</b>	<b>1.344±17</b>	<b>508</b>	<b>1.909±20</b>	<b>573</b>	<b>67,2±1,8</b>

efeitos de geração, touro dentro de geração, ano e estação de nascimento e idade da mãe, não foram afetadas pela cor de pelagem da fêmea.

No Brasil, LEMOS (1986) também não encontrou efeitos significativos da tonalidade da pelagem de vacas Pitangueiras sobre características de fertilidade, incluindo idade ao primeiro parto. O resultado obtido neste trabalho para a idade ao primeiro

parto contrasta com o de LEMOS (1988), talvez porque as classes de cor da pelagem da raça Canchim (branca, baia, amarela) têm uma amplitude de variação maior que a da raça Pitangueiras. Desta forma, a variação devida à cor da pelagem pode ser maior na raça Canchim.

As médias de acordo com a cor da pelagem estão na TABELA 40. As fêmeas de pelagem branca tiveram o primeiro parto em uma idade significativamente ( $P < 0,10$ ) menor do que aquelas de pelagens baia e amarela ( $1361 \pm 17$  dias). Esta diferença ( $52 \pm 14$  dias) não permaneceu na idade ao segundo parto (ISP), reduzindo-se para  $44 \pm 16$  dias, quando não houve diferença significativa ( $P > 0,10$ ) entre as médias.

A razão para este resultado foi, em parte, a diferença na idade das novilhas à entrada em reprodução. As novilhas de pelagem branca eram mais jovens, ao início da vida reprodutiva ( $900 \pm 12$  dias) do que as de pelagens baia e amarela ( $933 \pm 10$  dias). A interação ano-estação de nascimento x cor da pelagem não foi significativa para as características de fertilidade. Portanto, como as diferenças diluíram-se ao longo dos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais, não havendo efeitos significativos da cor da pelagem sobre a idade ao segundo parto e a taxa de concepção, as fêmeas de pelagens baia e amarela foram capazes de manter menores intervalos de partos do que as de pelagem branca.

TABELA 40 - Número de observações (N) e médias (LSM±erro-padrão) para características de fertilidade, de acordo com a cor da pelagem

Cor da Pelagem	LSM±erro-padrão					
	N	IPP, dias	N	ISP, dias	N	TC, %
Branca	217	1.309±22	199	1.880±26	220	68,3±2,2
Baia	216	1.353±22	192	1.932±25	221	67,3±2,2
Amarela	129	1.370±26	117	1.916±30	132	65,8±2,5
Total	562	1.344±17	508	1.909±20	573	67,2±1,8

#### 4.4. Estimativas de Parâmetros Genéticos, Fenotípicos e Ambientais para as Características de Crescimento

##### 4.4.1. Herdabilidade

As estimativas do coeficiente de herdabilidade para as características de crescimento são apresentadas na TABELA 41. O perfil dos coeficientes de variação de acordo com a idade das fêmeas é mostrado na FIGURA 4.

A distribuição de frequências do número de filhas por touro é mostrada na TABELA 42.

A precisão das estimativas é avaliada através dos seus respectivos erros-padrão. As estimativas obtidas apresentaram erros-padrão esperados de acordo com o método utilizado (correlação entre meio-irmãs paternas). Neste caso, a precisão da

TABELA 41 - Médias (LSM), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (%) fenotípica (CVP), ambiental (CVE), residual (CVR) e genético-aditiva (CVA), e estimativas do coeficiente de herdabilidade ( $h^2$ ) para características de crescimento

Características	LSM±EP, kg	CVP	CVE	CVR	CVA	$h^2$ ± EP
PESONASC	35,2±0,39	13,94	12,35	13,56	6,47	0,22±0,12
PES0205	174±1,63	12,66	11,71	12,43	4,82	0,15±0,11
PES0365	206±2,24	12,63	10,56	12,15	6,92	0,30±0,13
PES0550	258±3,33	12,99	9,04	12,12	9,32	0,52±0,15
PES0730	318±3,18	11,24	9,14	10,76	6,56	0,34±0,13
PES0915	358±4,40	11,87	7,77	10,99	8,97	0,57±0,16
PMA	478±4,62	11,17	8,51	9,71	7,24	0,42±0,14

estimativa é influenciada pelo número de touros, número de filhas por touro e pelo valor da correlação entre meio-irmãs, segundo TALLIS & KLOSTERMAN (1959).

A média do número de filhas por touro dentro de geração foi de 8,18, com amplitude de variação de 2 a 29, como pode ser visto na TABELA 42. Os dados referentes a algumas famílias compostas de apenas duas meio-irmãs (2 touros ou 0,70% do total de observações) e de três meio-irmãs (4 touros ou 2,09% do total de observações) foram utilizados devido à melhor distribuição das observações nas sub-classes de geração e touros dentro de geração. Estas observações representaram apenas 10% do total de

touros TABELA 42.

As frequências relativas do número de filhas por touro variaram de 0,70% a 9,95% com média de 5,47%. As frequências relativas do número de touros de acordo com o número de filhas, por sua vez, variaram de 1,87% a 15% (TABELA 42). Apesar da heterogeneidade do número de filhas por touro, aproximadamente 75% do número total de fêmeas representaram 90% do total de touros.

Por outro lado, sem o conhecimento prévio do valor da herdabilidade, alguns autores (SILVA, 1980; SILVA, 1982) recomendam que as análises de variância de meio-irmãos devem ser feitas com famílias compostas de 20 animais cada. Assim, a média do tamanho das famílias utilizadas neste trabalho (8,18), mostra que não seria esperado obter resultados com a precisão ideal. No entanto, como pode ser visto na TABELA 41, não houve nenhuma estimativa de erro-padrão maior que a da própria estimativa do coeficiente de herdabilidade.

O número de touros envolvidos na análise de variância foi igual a 60. De acordo com ROBERTSON (1957), para a obtenção de uma estimativa de herdabilidade com um erro-padrão de até 25% do valor da estimativa, o número de pais (touros) deve ser maior que 32, supondo que o tamanho das famílias não seja o fator limitante.

O valor da herdabilidade também influencia a precisão das estimativas. Em geral, quanto menor é o valor da herdabilidade, maior deverá ser o número de famílias (ROBERTSON, 1957).

No presente estudo, pode-se concluir que o número de touros não foi o fator limitante para a obtenção de estimativas de herdabilidade com a precisão satisfatória. Provavelmente, os fatores limitantes foram o tamanho das famílias ( $k = 8,18$ ) e a distribuição heterogênea do número de filhas por touro (TABELA 42). Assim, seria desejável que o tamanho das famílias fosse maior e com distribuição mais homogênea. Contudo, estas dificuldades são comumente encontradas na análise de dados observados no decorrer de vários anos, mesmo em projetos conduzidos em estações experimentais.

Os coeficientes de variação fenotípica, ambiental e residual apresentaram perfis semelhantes de variação de acordo com a idade. O coeficiente de variação genético-aditivo aumentou da desmama (205 dias de idade) aos 18 meses, reduziu dos 18 aos 24 meses e aumentou novamente até à maturidade (72 meses), como pode ser visto na FIGURA 4. Resultados semelhantes foram obtidos por FITZHUGH et al. (1976) e SMITH et al. (1976). Em geral, há aumento da variação genético-aditiva para características de crescimento de acordo com o aumento da idade dos animais.

As estimativas de herdabilidade variaram de  $0,15 \pm 0,11$  (PES0205) a  $0,57 \pm 0,16$  (PES0915), indicando que há variação genética aditiva para aquelas características, mas também mostram que a variação é dependente da idade em que a característica é observada. Verifica-se que as estimativas foram maiores para os pesos após a desmama do que para os pesos ao nascimento (PES0NASC) e aos 205 dias (PES0205). Este resultado é

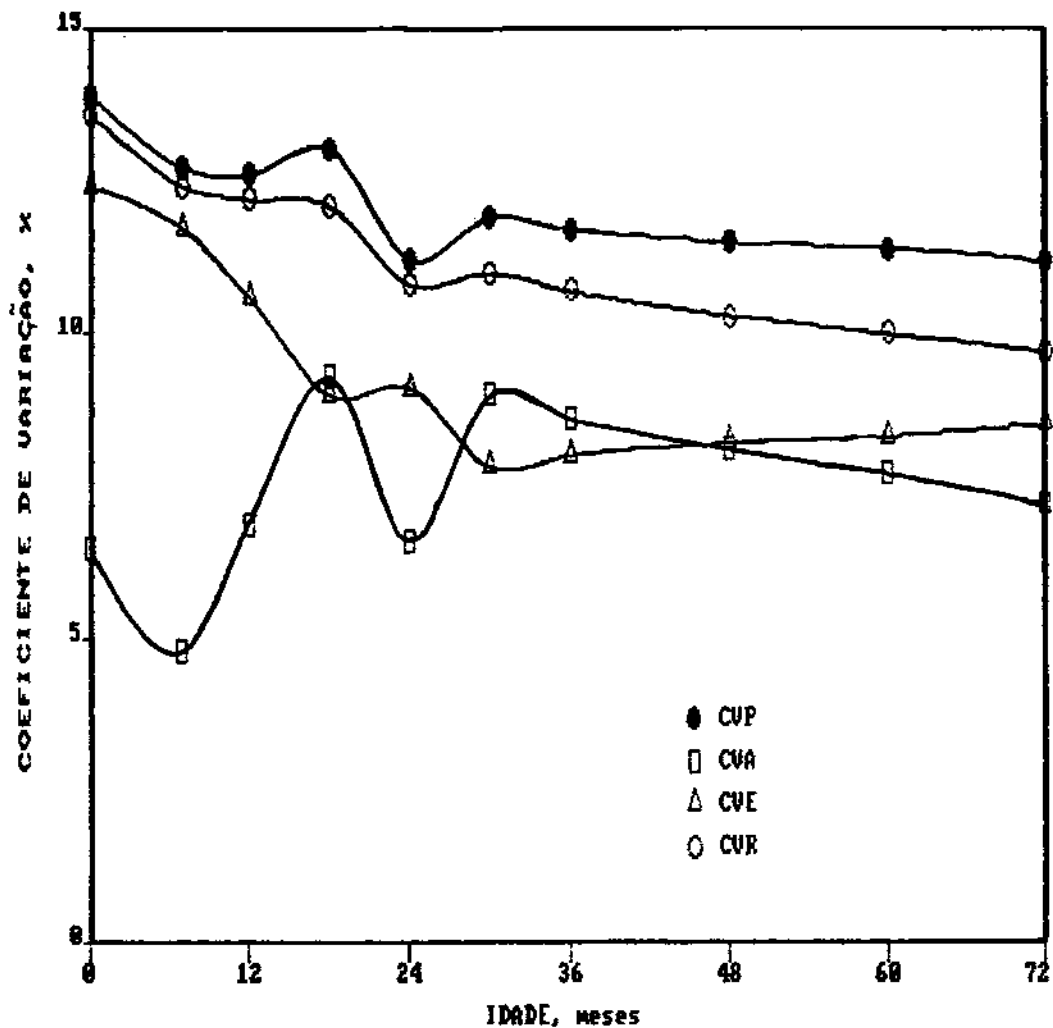


FIGURA 4 - Perfil dos coeficientes de variação para as características de crescimento de acordo com a idade das fêmeas (CVP = coeficientes de variação fenotípica, CVA = genético-aditiva, CVR = residual e CVE = ambiental).

TABELA 42 - Distribuição do número de filhas por touro

Nº de filhas/ Touro (NFT)	Nº de Touros (NT)	Freq. Relativa, %		Freq. Acumulada (%)	
		NFT	NT	NFT	NT
2	2	0,70	3,33	4 (0,70)	2(3,33)
3	4	2,09	6,67	16 (2,79)	6(10,00)
4	9	6,28	15,00	52 (8,07)	15(25,00)
5	7	6,11	11,66	87(15,18)	22(36,66)
6	7	7,33	11,66	129(22,51)	29(48,32)
7	6	7,33	10,00	171(29,84)	35(58,32)
8	3	4,19	5,00	195(34,03)	38(63,32)
9	2	3,14	3,33	213(37,17)	40(66,65)
10	2	3,49	3,33	233(40,66)	42(69,98)
11	1	1,92	1,67	244(42,58)	43(71,65)
12	1	2,09	1,67	256(44,67)	44(73,32)
13	1	2,27	1,67	268(46,94)	45(74,99)
14	1	2,44	1,67	283(49,38)	46(76,66)
15	2	5,24	3,33	313(54,62)	48(79,99)
17	2	5,94	3,33	347(60,56)	50(83,32)
19	3	9,95	5,00	404(70,51)	53(88,32)
21	1	3,66	1,67	425(74,17)	54(89,99)
22	2	7,68	3,33	469(81,85)	56(93,32)
24	1	4,19	1,67	493(86,04)	57(94,99)
25	1	4,36	1,67	518(90,40)	58(96,66)
26	1	4,54	1,67	544(94,94)	59(98,33)
29	1	5,06	1,67	573(100,00)	60(100,00)



comumente encontrado na literatura (WOLDEHAWARIAT et al., 1977). À medida que os animais se tornam mais velhos, há redução dos coeficientes da variação fenotípica e ambiental e, como consequência, o aumento do coeficiente da variação genético-aditiva.

Para peso ao nascimento (PESONASC), a estimativa de herdabilidade foi menor que a média calculada para as raças zebuínas criadas no Brasil (TABELA 8), de 0,35 e também que aquela sumarizada por WOLDEHAWARIAT et al. (1977), de 0,45 para bovinos de corte criados, na sua maioria, nos Estados Unidos (TABELA 8). Para fêmeas da raça Canchim (TABELA 7), alguns autores (OLIVEIRA, 1977; OLIVEIRA 1979; SILVA et al., 1979; BARBOSA et al., 1980; ALENCAR et al., 1981) obtiveram estimativas de herdabilidade variando de 0,34 a 0,39, com média de 0,37.

Deve ser lembrado que na grande maioria dos programas de formação de novas raças de bovinos há confundimento entre geração das fêmeas e touros, devido ao próprio esquema de acasalamentos utilizado para a obtenção dos animais da nova raça, como é o caso da raça Canchim. Assim, este tipo de estrutura dos dados deve ser considerado na análise de variância, principalmente para evitar a inflação dos componentes de variância e, conseqüentemente, das estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos.

Para peso aos 205 dias (PES0205), a estimativa de herdabilidade obtida neste estudo também foi inferior às estimativas sumarizadas neste trabalho (TABELA 8), de 0,27 para as raças zebuínas, àquelas sumarizadas por WOLDEHAWARIAT et al.

(1977), em bovinos de corte de 0,28 (TABELA 6), e à média obtida para a raça Canchim, de 0,25 (TABELA 7).

As mesmas razões já discutidas anteriormente também se aplicam à estimativa do coeficiente de herdabilidade para peso aos 205 dias de idade (PES0205). Além disso, a redução no coeficiente de variação genético-aditiva (CVA) do nascimento até a desmama (TABELA 41), maior que as reduções nos coeficientes de variação fenotípico (CVP) e ambiental (CVE), sugere que a influência dos fatores genéticos também diminuiu.

Este padrão de relação entre as estimativas de herdabilidade também foi observado por BARBOSA (1982) para características de crescimento em fêmeas da raça Charolêsa. Na raça Canchim, OLIVEIRA (1977; 1978), SILVA et al. (1979) e BARBOSA et al. (1980) também obtiveram redução nas estimativas de herdabilidade para o peso à desmama em relação àquelas para o peso ao nascimento (TABELA 7).

Para os pesos após a desmama, as estimativas do coeficiente de herdabilidade variaram de  $0,30 \pm 0,13$  (PES0365) a  $0,57 \pm 0,16$  (PES0915). Os coeficientes de variação fenotípicos variaram de 11,17% (PMA) a 12,99% (PES0550), enquanto os da variação genético-aditiva foram de 6,58% (PES0730) a 9,32% (PES0550). Houve correspondência entre os valores mais altos de ambos os coeficientes. O mesmo padrão de comportamento foi observado para os coeficientes de variação ambiental e residual.

Para peso aos 12 meses de idade (PES0365), a estimativa de herdabilidade ( $0,30 \pm 0,13$ ) foi inferior às médias encontradas por WOLDEHAWARIAT et al. (1977), de 0,44 (TABELA 6) e na revisão

de literatura de 0,39 (TABELA 8), mas semelhante àquelas obtidas por OLIVEIRA (1979), SILVA et al. (1979) e BARBOSA et al. (1980), com média ponderada de 0,30 (TABELA 7), para a raça Canchim.

Para os pesos aos 18 e 24 meses de idade, as estimativas de herdabilidade foram relativamente mais altas do que para os pesos até aos 12 meses de idade. Em termos comparativos, os valores aqui obtidos foram semelhantes àqueles encontrados por OLIVEIRA (1979), SILVA et al. (1979) e BARBOSA et al. (1980), para as mesmas características na raça Canchim (TABELA 7).

Para peso aos 30 meses (PES0915), a estimativa de herdabilidade ( $0,57 \pm 0,16$ ) foi a mais alta, indicando que a importância dos fatores genéticos aumentou de acordo com a idade das fêmeas. Em relação à variação genética para peso aos 205 dias (TABELA 41), a importância dos fatores genéticos foi quase o dobro (+95%) para o peso aos 30 meses.

Para o peso à maturidade (PMA), a estimativa do coeficiente de herdabilidade foi igual a  $0,42 \pm 0,14$  (TABELA 41), inferior à média encontrada para 24 estimativas relatadas na literatura, de  $0,57 \pm 0,22$  (TABELA 9), mas dentro da amplitude de variação verificada na maioria dos trabalhos (0,28 a 0,58).

Finalmente, algumas considerações de abrangência geral para as estimativas de herdabilidade obtidas no presente estudo. Como a herdabilidade é um parâmetro de uma população, para uma determinada característica, em um período de tempo, diferenças entre estimativas obtidas por vários autores, mesmo que para a mesma característica no mesmo rebanho, podem ser verificadas. No entanto, não é esperado que ocorram mudanças e/ou alterações

bruscas entre os diferentes conjuntos de estimativas, e não ser que os métodos de análise sejam muito diferentes.

O efeito da interação ano-estação de nascimento x cor da pelagem, considerado em um outro modelo de análise dos dados, não foi significativo. Isto indica que não houve variação diferenciada dos pesos do nascimento à maturidade, de acordo com aquele efeito. As estimativas de herdabilidade, obtidas quando se incluiu o efeito da interação no modelo, não foram diferentes daquelas mostradas na TABELA 41. A exclusão do efeito da cor da pelagem do modelo matemático também não influenciou as estimativas de herdabilidade para as características de crescimento.

Por último, as estimativas obtidas mostram que a seleção individual para maior (ou menor) tamanho pode ser efetiva, principalmente se a seleção for baseada nos pesos observados após a desmama e ajustados para os efeitos dos fatores ambientais.

#### 4.4.2. Correlações

As estimativas de correlações genéticas, fenotípicas, residuais e ambientais entre as características de crescimento são mostradas na TABELA 43. Os coeficientes de covariação estão na TABELA 44.

As estimativas de correlação genética foram todas positivas e altas ( $>0,40$ ). Entretanto, como era esperado, os erros-padrão das estimativas foram moderadamente altos, embora

nenhum deles tenha sido maior que a própria estimativa (TABELA 43). Segundo VAN VLECK & HENDERSON (1961) e HARRIS (1964), quando da análise de meio-irmãos para a obtenção de estimativas de correlação genética, devem ser considerados um mínimo de 1000 animais e 50 grupos de progênes. Mesmo assim, a precisão das estimativas de correlação genética pode ser baixa, principalmente quando uma das características envolvidas é de herdabilidade baixa ( $<0,20$ ), de acordo com SILVA (1982).

Os coeficientes de covariação genético-aditiva (CCVA) variaram de 3,95% a 8,68% (TABELA 44), com média de  $6,61 \pm 0,09\%$ . Do mesmo modo, os coeficientes de covariação fenotípica (CCVP) foram de 7,00% a 11,57%, com média de  $8,75 \pm 0,09\%$ , enquanto os coeficientes de covariação ambiental (CCVE) tiveram uma amplitude de -2,07% (o sinal negativo é usado apenas para indicar que a correlação ambiental é negativa) a 9,71%, com média de  $5,26 \pm 0,18\%$ .

Observa-se na FIGURA 5 que os coeficientes de covariação genético-aditivas, fenotípicas e residual apresentaram perfis de variação semelhantes de acordo com as características envolvidas e não diferiram a partir dos 30 meses de idade. Em contraste, os coeficientes de covariação ambiental mostraram um perfil crescente do nascimento aos 12 meses de idade e, em seguida, decrescente até à maturidade. Estes resultados, por sua vez, indicam que a maior parte das covariações (ou correlações) foi devida às causas ambientais para as características de crescimento do nascimento aos 12 meses

TABELA 43 - Estimativas de correlações genéticas, fenotípicas, ambientais e residuais entre características de crescimento

Características Correlacionadas	Estimativas de Correlação			
	Genética	Fenotípica	Ambiental	Residual
Peso ao nascimento (PESONASC):				
PES0205	0,50±0,43	0,29	0,24	0,28
PES0365	0,54±0,34	0,18	0,08	0,16
PES0550	0,63±0,27	0,20	- 0,02	0,16
PES0730	0,78±0,30	0,22	0,01	0,18
PES0915	0,72±0,25	0,23	-0,04	0,18
PMA	0,86±0,24	0,33	0,10	0,29
Peso aos 205 dias de idade (PES0205):				
PES0365	0,67±0,23	0,73	0,76	0,73
PES0550	0,71±0,21	0,67	0,73	0,67
PES0730	0,61±0,28	0,57	0,58	0,57
PES0915	0,44±0,29	0,50	0,62	0,52
PMA	0,51±0,33	0,35	0,31	0,34
Peso aos 365 dias de idade (PES0365):				
PES0550	0,95±0,06	0,82	0,78	0,81
PES0730	0,85±0,11	0,73	0,67	0,71
PES0915	0,70±0,15	0,61	0,58	0,60
PMA	0,65±0,21	0,40	0,27	0,37
Peso aos 550 dias de idade (PES0550):				
PES0730	0,95±0,06	0,80	0,71	0,78

continua

Continuação da TABELA 43

Características Correlacionadas	Estimativas de Correlação			
	Genética	Fenotípica	Ambiental	Residual
PES0915	0,90±0,06	0,76	0,61	0,24
PMA	0,82±0,14	0,48	0,16	0,42
Peso aos 730 dias de idade (PES0730):				
PES0915	0,86±0,09	0,77	0,73	0,76
PMA	0,94±0,14	0,49	0,22	0,44
Peso aos 915 dias de idade (PES0915):				
PMA	0,99±0,09	0,53	0,09	0,47

de idade, e às causas genético-aditivas para as características de crescimento dos 18 meses à maturidade.

Considerando a hipótese nula de que a correlação genética entre duas características é igual a zero as estimativas obtidas foram testadas quanto a esta hipótese, de acordo com o procedimento desenvolvido por TALLIS (1959). A hipótese nula é rejeitada quando o erro-padrão da estimativa de correlação genética for menor que o erro-padrão calculado como se a correlação genética fosse igual a zero.

A TABELA 45 contém os erros-padrão, calculados pela fórmula de TALLIS (1959) quando  $r = 0$ , e as estimativas dos erros-padrão das correlações genéticas obtidas neste trabalho. Verifica-se que a hipótese nula é rejeitada para todas as

TABELA 44 - Médias (LSM±erro-padrão) e coeficientes de covariação (%) genético-aditivos (GCVA), fenotípicos (GCVP), residuais (GCVR) e ambientais (GCVE) para características de crescimento

Características	LSM±EP, kg	GCVP	GCVA	GCVR	GCVE
PESQNASC:	35,2±0,39	-	-	-	-
PES0205	174±1,63	7,10	3,95	6,82	5,90
PES0365	206±2,24	5,63	4,91	5,07	2,77
PES0550	256±3,33	5,99	6,15	5,13	-1,43
PES0730	318±3,18	5,85	5,76	5,09	1,01
PES0815	358±4,40	6,14	6,48	5,21	-2,07
PMA	478±4,62	7,16	6,36	6,14	3,28
PESQ205:	174±1,63	-	-	-	-
PES0365	206±2,24	10,80	4,71	10,54	9,71
PES0550	256±3,33	10,47	5,65	10,08	8,81
PES0730	318±3,18	9,01	4,39	8,74	7,87
PES0915	358±4,40	8,67	4,35	8,39	7,50
PMA	478±4,62	7,00	4,20	6,40	5,60
PESQ365:	206±2,24	-	-	-	-
PES0550	256±3,33	11,57	7,81	10,89	8,54
PES0730	318±3,18	10,15	6,20	9,66	9,15
PES0915	358±4,40	9,57	6,61	8,98	8,35
PMA	478±4,62	7,51	5,69	8,66	6,34

continua



Continuação da TABELA 44

Características	LSM±EP, kg	CCVP	CCVA	CCVR	CCVE
PES0550:	256±3,33	-	-	-	-
PES0730	318±3,18	10,79	7,60	10,10	7,66
PES0915	358±4,40	10,85	8,68	9,95	6,52
PMA	478±4,62	8,21	7,44	7,01	3,47
PES0730:	318±3,18	-	-	-	-
PES0915	358±4,40	10,12	7,10	9,48	7,21
PMA	478±4,62	7,82	6,66	6,78	4,09
PES0915:	358±4,40	-	-	-	-
PMA	478±4,62	8,40	8,04	7,07	2,46

estimativas. Portanto, pode-se concluir que todas as estimativas de correlação genética entre as características de crescimento foram positivas e significativamente diferentes de zero. Em termos genéticos, isto significa que grande parte dos genes que influencia uma característica de crescimento, também influencia as outras, particularmente os pesos observados após a desmama e, também, o peso ao nascimento e à maturidade. As estimativas de correlação fenotípica (TABELA 43) foram todas positivas e, em geral, menores que as respectivas estimativas de correlação genética.

Como a estimativa de correlação fenotípica entre duas características quaisquer depende das magnitudes das estimativas das herdabilidades e das correlações genética e ambiental, então a interpretação da correlação fenotípica também depende destes

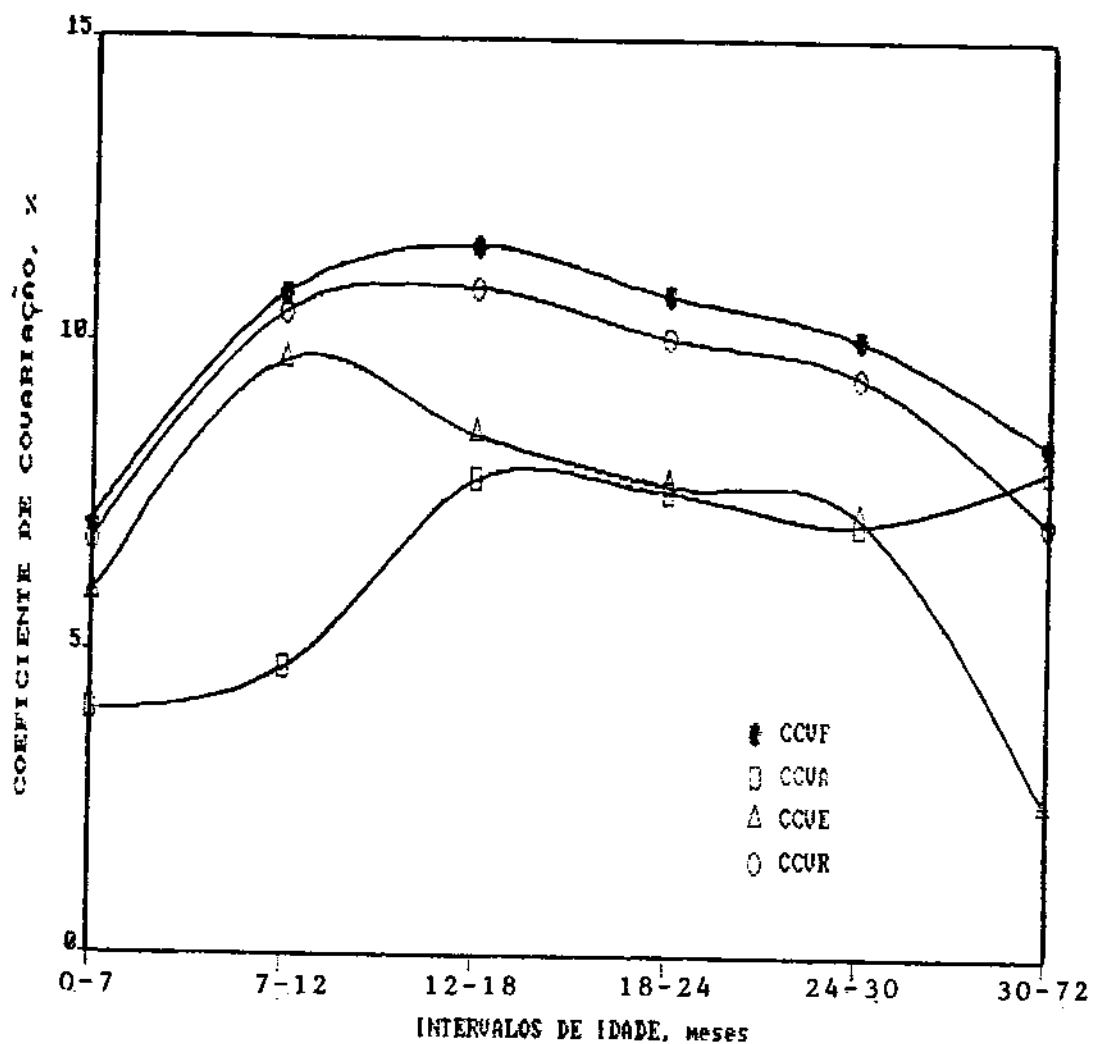


FIGURA 5 - Perfil da variação dos coeficientes de covariação fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) entre as características de crescimento, de acordo com os intervalos de idade do nascimento à maturidade.

TABELA 45 - Erros-padrão das correlações genéticas [EP (r )] e  
 erros-padrão calculados quando  $r = 0$  [EP (Ho: r = 0)]

Características correlacionadas	EP(r) g	EP(Ho: r = 0) g
<b>Peso ao nascimento (PESONASC):</b>		
- Peso aos 205 dias de idade	0,43	0,60
- Peso aos 365 dias de idade	0,34	0,44
- Peso aos 550 dias de idade	0,27	0,38
- Peso aos 730 dias de idade	0,30	0,42
- Peso aos 915 dias de idade	0,25	0,32
- Peso à maturidade	0,24	0,40
<b>Peso aos 205 dias de idade (PES0205):</b>		
- Peso aos 365 dias de idade	0,23	0,60
- Peso aos 550 dias de idade	0,21	0,45
- Peso aos 730 dias de idade	0,28	0,54
- Peso aos 915 dias de idade	0,29	0,44
- Peso à maturidade	0,33	0,41
<b>Peso aos 365 dias de idade (PES0365):</b>		
- Peso aos 550 dias de idade	0,08	0,37
- Peso aos 730 dias de idade	0,11	0,42
- Peso aos 915 dias de idade	0,15	0,34
- Peso à maturidade	0,21	0,38

continua

Continuação da TABELA 45

Características correlacionadas	EP(r) g	EP(Ho: r = 0) g
Peso aos 550 dias de idade (PES0550):		
- Peso aos 730 dias de idade	0,06	0,35
- Peso aos 915 dias de idade	0,06	0,27
- Peso à maturidade	0,14	0,27
Peso aos 730 dias de idade (PES0730):		
- Peso aos 915 dias de idade	0,09	0,30
- Peso à maturidade	0,14	0,35
Peso aos 915 dias de idade (PES0915):		
- Peso à maturidade (PMA)	0,09	0,27

parâmetros. Quando ambas as características são de baixa herdabilidade, a correlação fenotípica entre elas é devida, principalmente, às causas ambientais. Por outro lado, quando ambas as características são de herdabilidade alta, as causas genéticas são mais importantes na determinação da correlação fenotípica. Todas as combinações entre estes extremos são possíveis. Contudo, a partir da estimativa de correlação fenotípica entre duas características, não é possível fazer qualquer inferência sobre a magnitude, e nem mesmo a direção, da correlação genética.

Pelos resultados aqui obtidos, pode-se verificar que a correlação fenotípica entre os pesos ao nascimento e aos 205 dias (0,29) foi devida principalmente às causas ambientais (68,6%).

Por outro lado, a correlação fenotípica entre os pesos ao nascimento e à maturidade (0,33), foi devida principalmente às causas genéticas (79,5%).

As correlações ambientais foram positivas na maioria dos casos, exceto entre o peso ao nascimento e os pesos aos 550 dias (-0,02) e aos 915 dias (-0,04). Em geral, as estimativas de correlação ambiental foram baixas entre o peso ao nascimento e as demais características, indicando que os fatores ambientais residuais, incluindo a variação genética não-aditiva, não foram de grande importância nas variações do peso ao nascimento juntamente com as demais características.

As estimativas de correlação ambiental entre os pesos da desmama à maturidade, por outro lado, foram todas positivas, de magnitude média a alta e decrescentes à medida que aumentou o intervalo de tempo entre as pesagens (TABELA 43).

Em relação às médias das estimativas de correlações genéticas e fenotípicas entre as características de crescimento relatadas na literatura (TABELA 10), as estimativas obtidas neste trabalho (TABELA 43) foram muito semelhantes.

Para as características de crescimento até aos 24 meses, em fêmeas da raça Canchim, as médias das estimativas de correlações genéticas, fenotípicas e ambientais obtidas por OLIVEIRA (1977), OLIVEIRA (1979), BARBOSA et al. (1980) e ALENCAR et al. (1981), foram sumarizadas na TABELA 11 deste trabalho. As estimativas de correlação genética diferiram daquelas encontradas por outros autores para as correlações entre o peso ao nascimento e, respectivamente, os pesos aos 365, 550 e 730 dias de idade. As estimativas obtidas neste estudo foram, em média, 0,55 pontos

maiores que a média calculada com base nas estimativas de correlação genética mostradas na TABELA 11. Entretanto, não houve diferenças entre as estimativas de correlação fenotípica obtidas neste estudo (TABELA 43) e aquelas sumarizadas na TABELA 11.

A FIGURA 6 mostra a contribuição relativa de cada um dos componentes da correlação fenotípica entre as características de crescimento. Observa-se que o componente genético da correlação fenotípica diminuiu do nascimento à desmama e depois aumentou gradativamente, até tornar-se o componente mais importante, principalmente a partir dos 24 meses de idade. O componente ambiental, por outro lado, aumentou do nascimento à desmama e depois diminuiu até à maturidade. Isto significa que o componente genético foi mais importante do que o componente ambiental na determinação das correlações fenotípicas entre as características de crescimento do nascimento à maturidade.

As estimativas de correlação genética mostram que a seleção para maior peso, em qualquer idade, proporcionaria a obtenção de respostas correlacionadas para maior tamanho em outras idades. A estimativa de correlação genética entre os pesos ao nascimento e à maturidade, de  $0,86 \pm 0,24$  (TABELA 43), foi maior que as obtidas por BRINKS et al. (1964), em fêmeas da raça Hereford (TABELA 10). Isto deve servir como um ponto importante, principalmente na elaboração de programas de melhoramento genético da raça Canchim, uma vez que maiores pesos ao nascimento e à maturidade são antagônicos às características de maior fertilidade em bovinos de corte (PIRCHNER, 1979).

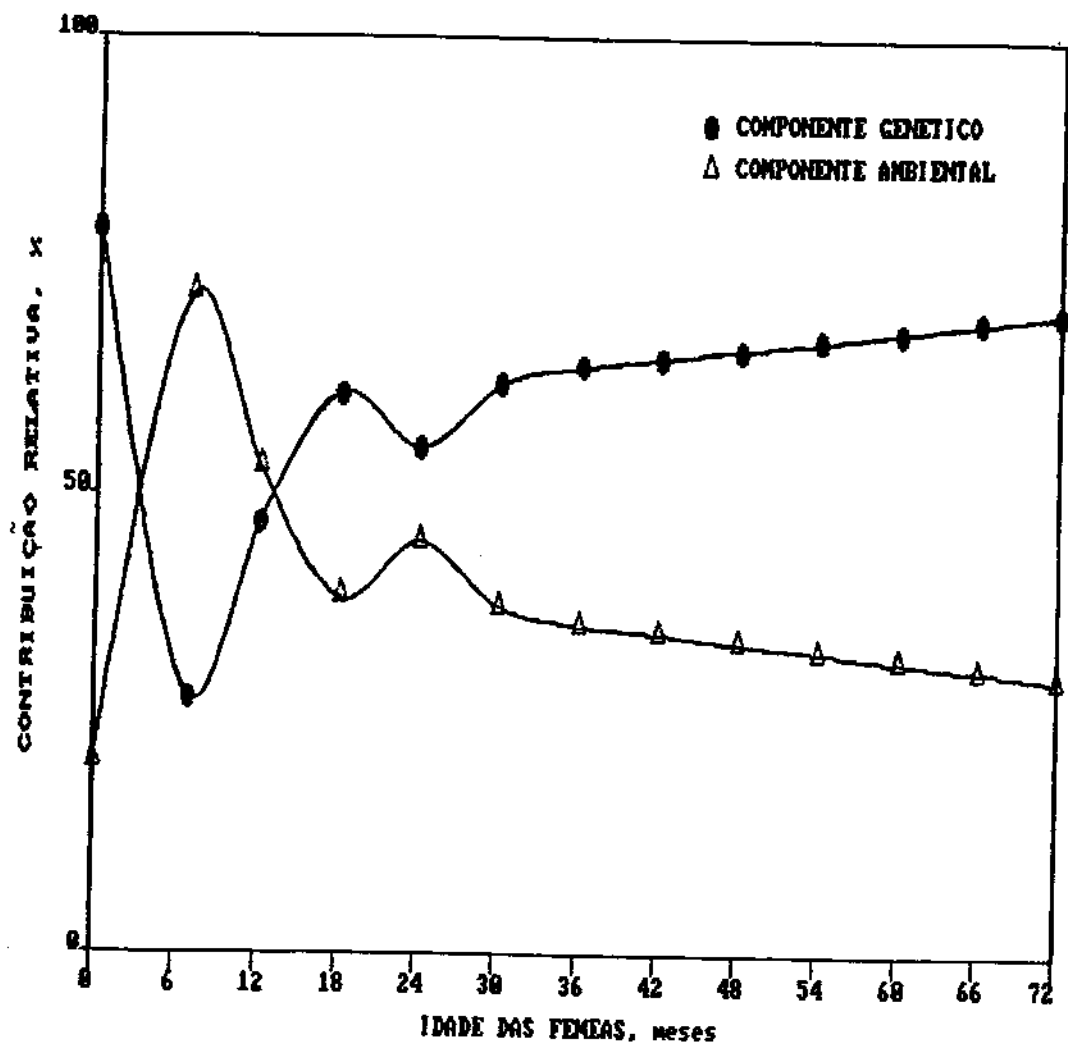


FIGURA 6 - Variação das contribuições relativas dos componentes genéticos e ambientais para as correlações fenotípicas entre as características de crescimento.

#### 4.5. Estimativas de Parâmetros Genéticos, Fenotípicos e Ambientais para as Características de Fertilidade

##### 4.5.1. Herdabilidade

As estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade são apresentadas na TABELA 46, juntamente com as médias e os coeficientes de variação.

As estimativas de herdabilidade variaram de  $0,22 \pm 0,13$ , para a idade ao primeiro parto, a  $0,34 \pm 0,15$  para a taxa de concepção. Os coeficientes de variação foram todos de magnitude esperada para características de fertilidade. Para idade ao primeiro parto em fêmeas da raça Canchim, OLIVEIRA FILHO (1977) encontrou um coeficiente de variação de 18,81%, um pouco maior que o coeficiente de variação fenotípica obtido neste estudo (14,83%). Para vacas da raça Pitangueiras, LEMOS (1986) encontrou o valor de 12,4% para o coeficiente de variação da idade ao primeiro parto. Para taxa de concepção de vacas da raça Canchim, o coeficiente de variação obtido por OLIVEIRA FILHO (1977) foi de 34,57%, também um pouco maior do que o coeficiente de variação fenotípica calculado neste trabalho (CVP = 21,28%).

A estimativa de herdabilidade para a idade ao primeiro parto foi semelhante às médias das estimativas obtidas no Brasil e em outros países ( $0,30 \pm 0,08$ ), mas bem maior do que aquela calculada para a raça Canchim ( $0,05 \pm 0,09$ ), com base nas estimativas sumarizadas na TABELA 12 deste trabalho. A variação observada é justificável, tendo em vista que a herdabilidade é



TABELA 46 - Médias (LSM), erros-padrão (EP), coeficientes de variação (%) fenotípica (CVP), ambiental (CVE), residual (CVR) e genético-aditiva (CVA) e estimativas do coeficiente de herdabilidade  $h^2$  (h), para características de fertilidade

Características	(1)	CVP	CVE	CVR	CVA	$h^2$
	LSM±EP					h ±EP
IPP, dias	1344±17	14,83	13,09	16,87	6,99	0,22±0,12
ISP, dias	1909±20	11,53	9,37	12,10	6,72	0,34±0,15
TC, %	67,2±1,8	21,28	17,31	29,91	12,37	0,34±0,15

(1) IPP = idade ao primeiro parto; ISP = idade ao segundo parto;

TC = taxa de concepção em quatro ciclos reprodutivos anuais.

específica para uma característica, numa população mantida em um determinado local por um espaço de tempo (LUSH, 1945). O resultado obtido mostra, por outro lado, que a variação genético-aditiva foi de importância moderada sobre a variação fenotípica para a idade ao primeiro parto.

Para a idade ao segundo parto, a estimativa de herdabilidade aqui obtida (0,34±0,15) foi maior que a média calculada com base em 10 estimativas da literatura (0,14±0,06). O valor obtido foi semelhante àqueles relatados por SMITH et al. (1989) e BUDDENBERG et al. (1989), para as raças vacas Angus e Hereford. A estimativa obtida sugere que há variação genético-aditiva suficiente para a obtenção de resposta à seleção para menor idade ao segundo parto.

Para a taxa de concepção a estimativa de herdabilidade foi de  $0,34 \pm 0,15$  (TABELA 46), com os coeficientes de variação sendo os mais altos de todos aqueles obtidos neste trabalho. A média das estimativas de herdabilidade para taxa de concepção obtidas por OLIVEIRA FILHO (1977), OLIVEIRA FILHO et al. (1979) e ALENCAR & BARBOSA (1981), todos com dados do mesmo rebanho aqui estudado, foi de  $0,09 \pm 0,10$ , variando de  $0,05 \pm 0,17$  (OLIVEIRA FILHO, 1977) a  $0,17 \pm 0,15$  (OLIVEIRA FILHO et al., 1979).

As diferenças observadas entre as estimativas de herdabilidade para a taxa de concepção, em fêmeas da raça Canchim pertencentes ao mesmo rebanho, podem ser devidas a várias causas. Além das diferenças no tamanho das amostras e nos períodos de observação dos dados de taxa de concepção, os modelos matemáticos usados por OLIVEIRA FILHO (1977), OLIVEIRA FILHO et al. (1979) e ALENCAR & BARBOSA (1981), além de diferirem entre si, também foram distintos daquele utilizado no presente trabalho.

A estimativa de herdabilidade para a taxa de concepção foi maior do que a média das estimativas sumarizadas na TABELA 14, mas dentro da amplitude de variação daquelas estimativas (0,03 a 0,60). Estimativas semelhantes à obtida neste estudo, isto é, na faixa de 0,20 a 0,45, foram obtidas por WILCOX et al. (1957) na raça Holandêsa, DEESE & KOGER (1967) na raça Brahman, SINGH & DESAI (1971) em Red Sindhi, SEEBECK (1973) e DEARBORN et al. (1973) em fêmeas cruzadas de várias raças, ORTIZ (1974) em fêmeas da raça Brahman, e MILAGRES et al. (1979b) na raça Hereford. Alguns autores, entretanto, encontraram estimativas bem mais altas tais como DEESE & KOGER (1967), em fêmeas Brahman x Shorthorn, VENKATESHWARLU et al. (1973), em fêmeas da raça

Ongole, e LÔBO & REIS (1989), para fêmeas da raça Pitangueiras.

Pelos resultados obtidos para a herdabilidade da taxa de concepção e para o coeficiente de variação genético-aditivo (TABELA 46), conclui-se que a fertilidade das fêmeas da raça Canchim pode ser melhorada geneticamente pela seleção entre famílias.

Os resultados obtidos no que se refere às estimativas de herdabilidade para características de fertilidade, permitem sugerir que a seleção para maior fertilidade das fêmeas Canchim deve ser praticada com base na taxa de concepção, utilizando-se como critério a seleção entre famílias ou, dependendo do método de seleção, a seleção combinada, como descrito por FALCONER (1989). A seleção individual, pela prática de se eliminar as novilhas vazias (não gestantes) ao final de apenas uma estação de monta, independentemente das famílias às quais elas pertencem, deve contribuir muito pouco para o melhoramento genético da fertilidade.

#### 4.5.2. Correlações

A TABELA 47 contém as estimativas de correlações genética, fenotípica, residual e ambiental entre as características de fertilidade. Os coeficientes de covariação são apresentados na TABELA 48.

As estimativas de correlação genética foram avaliadas quanto à hipótese de nulidade, de acordo com o procedimento de

TABELA 47 - Estimativas de correlações genética, fenotípica, ambiental e residual entre características de fertilidade

Características correlacionadas	Estimativas de correlação			
	Genética	Fenotípica	Ambiental	Residual
IPP x ISP	0,95±0,12	0,81	0,79	0,81
IPP x TC	-0,50±0,54	-0,25	-0,18	-0,24
ISP x TC	-0,59±0,43	-0,40	-0,30	-0,38

TABELA 48 - Médias (LSM), erros-padrão (EP) e coeficientes de covariação (%) fenotípica (CCVP), ambiental (CCVE), residual (CCVR) e genético-aditiva (CCVA) para características de fertilidade

Características	LSM±EP	CCVP	CCVE	CCVR	CCVA
IPP, dias:	1344±17	-	-	-	-
ISP, dias	1909±20	11,47	9,74	3,03	6,06
TC, %	67,2±1,8	10,87	7,89	3,74	7,48
ISP, dias:	1909±20	-	-	-	-
TC, %	67,2±1,8	12,29	8,71	4,34	8,68

TALLIS (1959). As estimativas de correlação genética entre a taxa de concepção e as idades ao primeiro e segundo partos, apesar de negativas e no sentido favorável (isto é, menor idade em ambos os partos e maior taxa de concepção), não foram significativamente diferentes de zero. Por outro lado, a estimativa de correlação genética entre as idades ao primeiro e segundo partos foi diferente de zero, indicando que os mesmos genes que contribuem para a redução da idade ao primeiro parto também influenciam a idade ao segundo parto. A estimativa obtida foi maior que aquelas encontradas por MEACHAM & NOTTER (1987), em vacas da raça Simental, e SMITH et al. (1989) em vacas Hereford.

Apesar de não significativas, as estimativas de correlação genética entre a taxa de concepção e ambas as idades ao parto foram semelhantes às aquelas sumarizadas na TABELA 15.

As estimativas aqui obtidas, de  $-0,50 \pm 0,54$ , entre a idade ao primeiro parto e a taxa de concepção e de  $-0,59 \pm 0,43$ , entre a idade ao segundo parto e a taxa de concepção, parecem indicar que um mesmo grupo de genes atua nas três características. Entretanto, as estimativas de correlações fenotípicas, apesar de significativas e na direção favorável, foram baixas ( $-0,25$  e  $-0,40$ , respectivamente), indicando que fenotípicamente nem sempre a redução da idade ao primeiro parto está associada com o aumento da taxa de concepção.

As estimativas de correlação ambiental e residual foram negativas e de baixa magnitude, com exceção daquelas entre a idade ao primeiro parto e a idade ao segundo parto. As estimativas de correlação ambiental e residual entre a taxa de concepção e ambas as idades ao parto, negativas mas de baixa

magnitude mostram que o ambiente comum não deve ter influenciado muito na manifestação fenotípica das três características. As razões entre os respectivos coeficientes de covariação genético-aditivo e ambiental (CCVA/CCVE), muito próximas da unidade (0,95 e 1,00), mostram que ambas as causas de variação foram igualmente importantes na determinação das correlações fenotípicas entre as três características. A conclusão encontrada contradiz aquela obtida por OLIVEIRA FILHO (1977), de que o ambiente comum influiu bastante na manifestação da idade ao primeiro parto e da taxa de concepção em fêmeas Canchim.

#### 4.8. Coeficientes de Covariação e Estimativas de Co-herdabilidade entre as Características de Crescimento e de Fertilidade

Os coeficientes de covariação genético-aditiva (CCVA), fenotípica (CCVP), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) são apresentados nas TABELAS 49 e 50, juntamente com as estimativas de co-herdabilidade para os diferentes pares de características de crescimento e fertilidade.

Em geral, a maioria (71,43%) dos coeficientes de covariação fenotípica foi negativa, indicando a existência de sinergismo fenotípico entre as características de crescimento e as idades ao primeiro e segundo partos.

Os coeficientes da covariação fenotípica entre a taxa de concepção e os pesos do nascimento à maturidade (TABELA 50), por outro lado, sugerem a existência de antagonismos entre os

pesos do nascimento à maturidade e a taxa de concepção. Esta verificação indica que as fêmeas mais pesadas naquelas idades tiveram menor taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais.

Os coeficientes de covariação genético-aditiva foram negativos na maioria dos casos (76,19%). Para a idade ao primeiro parto, houve relação sinérgica entre a característica e maiores pesos dos 12 aos 30 meses de idade.

Para a taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais, por outro lado, houve antagonismo genético-aditivo entre o crescimento e a fertilidade, com exceção do peso ao nascimento (FIGURA 7). As fêmeas geneticamente maiores da desmama à maturidade tiveram menores taxas de concepção, principalmente aquelas mais pesadas aos 18 e 30 meses de idade.

Para as relações entre as características crescimento e de fertilidade quanto aos efeitos conjuntos do ambiente, em geral houve sinergismo, isto é, as condições ambientais e/ou genéticas não-aditivas (dominância e epistasia) mais favoráveis para o crescimento da desmama aos 30 meses também influenciaram de forma positiva as características de fertilidade. As exceções foram as relações entre a taxa de concepção e os pesos ao nascimento, à desmama e à maturidade. As condições ambientais e/ou genéticas não-aditivas favoráveis aos maiores pesos naquelas idades, foram desfavoráveis à taxa de concepção (FIGURA 7).

TABELA 49 - Coeficientes de covariação (%) fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) e co-herdabilidades ( $h^2_{xy}$ ), entre as características de crescimento e as idades ao primeiro e segundo partos

Características	CCVP	CCVA	CCVE	CCVR	$h^2_{xy} \pm EP$
Idade ao primeiro parto:					
PESONASC	5,01	4,32	2,54	4,52	0,22±0,08
PES0205	-5,37	3,60	-6,46	-5,66	0,18±0,08
PES0365	-7,03	-5,50	-4,38	-6,47	0,26±0,08
PES0550	-8,00	-5,95	-5,35	-7,43	0,34±0,09
PES0730	-6,60	-3,11	-5,82	-6,41	0,27±0,08
PES0915	-6,71	-3,46	-5,74	-6,48	0,35±0,10
PMA	1,60	2,47	-1,88	0,97	0,30±0,08
Idade ao segundo parto:					
PESONASC	4,38	-2,11	4,86	4,51	0,27±0,09
PES0205	-3,86	-1,72	-3,45	-3,76	0,23±0,09
PES0365	-5,85	-6,02	1,40	-5,02	0,32±0,10
PES0550	-6,47	-5,42	-3,54	-5,88	0,42±0,11
PES0730	-5,18	-3,42	-3,89	-4,89	0,34±0,10
PES0915	-5,38	-4,37	-3,13	-4,91	0,44±0,11
PMA	3,30	0,72	3,22	3,14	0,38±0,10



TABELA 50 - Coeficientes de covariação (%) fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), residual (CCVR) e ambiental (CCVE) e co-herdabilidades ( $h^2_{xy}$ ), entre as características de crescimento e a taxa de concepção

Características	CCVP	CCVA	CCVE	CCVR	$h^2_{xy} \pm EP$
PES0NASC	-8,20	3,45	-7,09	-5,92	0,27±0,09
PES0205	-6,44	-8,19	-1,77	-5,98	0,23±0,09
PES0365	-3,71	-4,55	2,65	-3,06	0,32±0,10
PES0550	-5,69	-5,52	3,25	-3,36	0,42±0,11
PES0730	-2,31	-3,33	3,75	-2,39	0,34±0,10
PES0915	-2,70	-5,27	4,52	-0,75	0,44±0,11
PMA	-5,99	-4,06	-4,40	-6,07	0,38±0,10

As estimativas de co-herdabilidade variaram de  $0,18 \pm 0,11$  (IPP e PES0205) a  $0,44 \pm 0,15$  (TC e PES0915) e foram maiores para os pares de características observados após a desmama. Isto indica que a variação genético-aditiva aumentou, em termos relativos, com a idade das fêmeas, enquanto a variação ambiental reduziu. Este mesmo resultado também foi verificado para as características de crescimento e de fertilidade quando analisadas separadamente. Na FIGURA 8, pode-se observar que a variação genético-aditiva aumentou com a idade das fêmeas, principalmente da desmama aos 18 meses de idade.

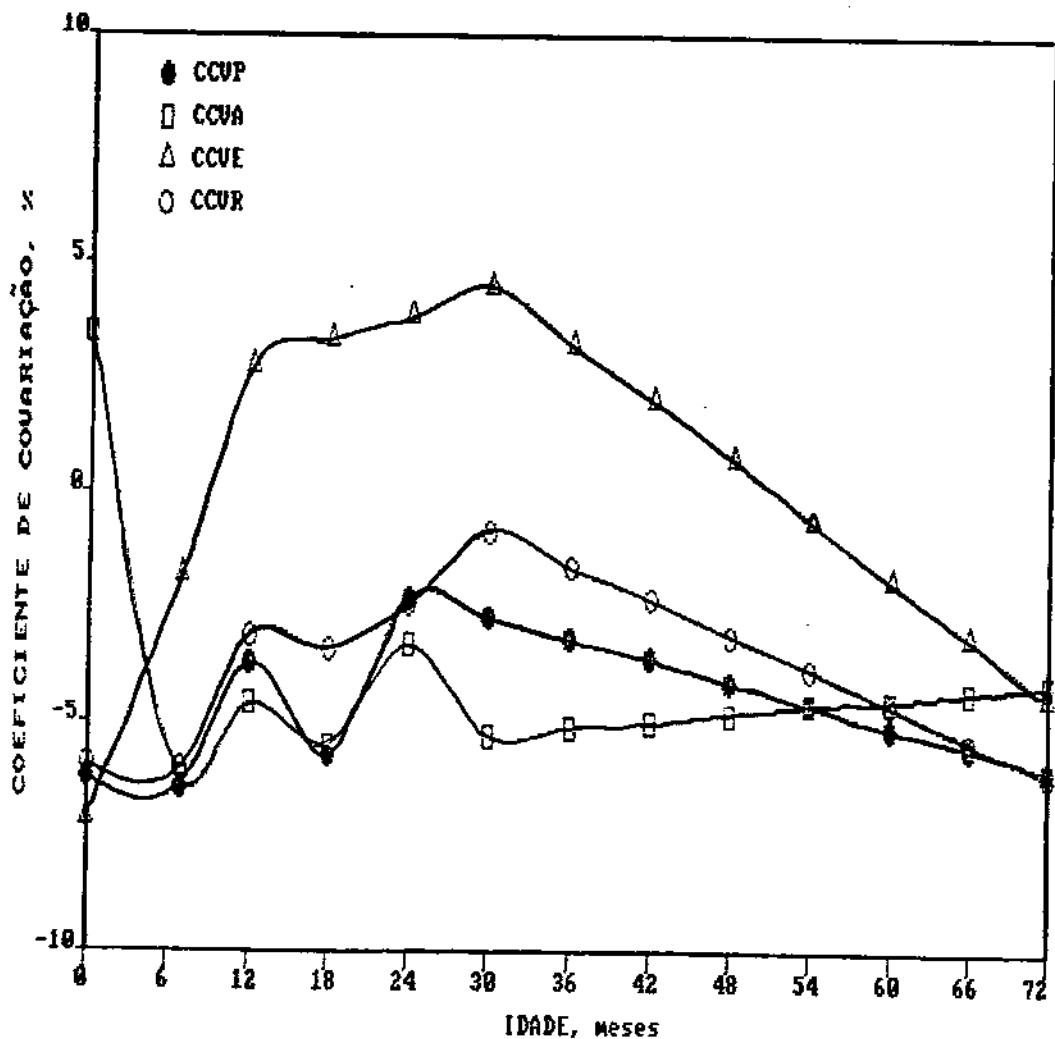


FIGURA 7 - Perfil dos coeficientes de covariação fenotípica (CCVP), genético-aditiva (CCVA), ambiental (CCVE) e residual (CCVR) entre as características de crescimento e a taxa de concepção.

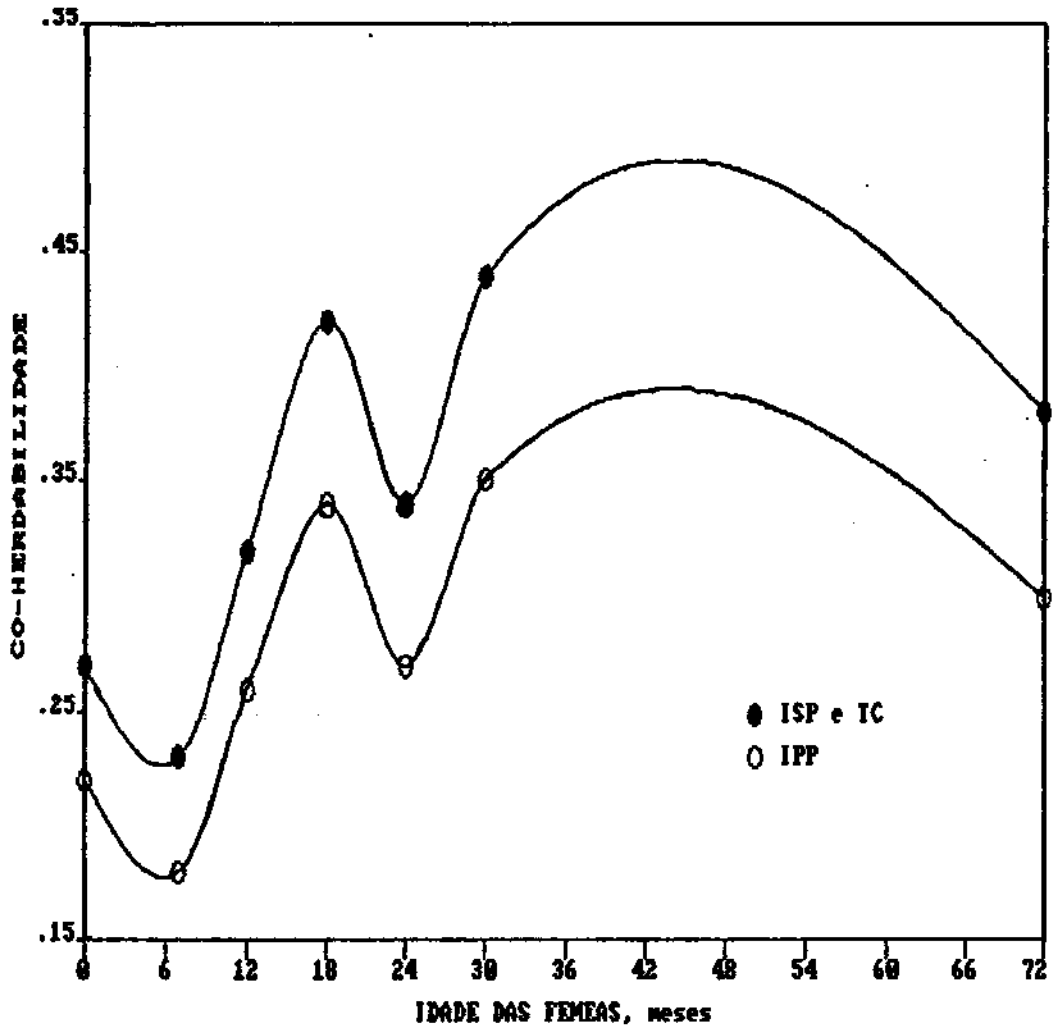


FIGURA B - Variação genético-aditiva das características de crescimento e de fertilidade, de acordo com a idade das fêmeas Canchim.

#### 4.7. Estimativas de Correlações Fenotípicas entre as Características de Crescimento e de Fertilidade

As estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento e de fertilidade são apresentadas na TABELA 51.

As estimativas de correlação fenotípica entre a idade ao primeiro parto (IPP) e os pesos foram negativas, com exceção daquelas para os pesos ao nascimento e à maturidade, e de magnitude semelhante àsquelas relatadas na literatura (TABELA 17). Com exceção da estimativa de correlação fenotípica entre o peso à maturidade e a idade ao primeiro parto, todas as outras foram significativamente diferentes de zero ( $P < 0,01$ ).

A estimativa de correlação fenotípica entre o peso ao nascimento e a idade ao primeiro parto foi positiva (TABELA 51), indicando que as fêmeas mais pesadas ao nascimento tiveram o primeiro parto mais tardiamente. Este resultado concorda com os obtidos por MARIANTE (1978), em fêmeas da raça Nelore, e por BOURDON & BRINKS (1982) e SMITH et al. (1989), em dois rebanhos de fêmeas da raça Hereford criados nos Estados Unidos. Na Índia, TOMAR & ARORA (1972), KAUL et al. (1973) e TANEJA et al. (1978), todos analisando dados de fêmeas Bos Indicus (Mariana e Sahiwal), obtiveram estimativas de correlação fenotípica negativas, variando de -0,06 a -0,55.

Como a correlação fenotípica é determinada pela combinação das causas genético-aditivas e ambientais (FALCONER, 1981), as suas respectivas contribuições foram calculadas e são

TABELA 51 - Estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento e de fertilidade

Características de Crescimento	Características de Fertilidade		
	IPP	ISP	TC
Peso ao nascimento	0,13±0,03 <sup>**</sup>	0,12±0,04 <sup>*</sup>	-0,11±0,03 <sup>*</sup>
Peso aos 205 dias	-0,16±0,03 <sup>**</sup>	-0,10±0,03 <sup>*</sup>	-0,13±0,03 <sup>*</sup>
Peso aos 365 dias	-0,27±0,03 <sup>**</sup>	-0,24±0,02 <sup>**</sup>	-0,05±0,02
Peso aos 550 dias	-0,34±0,02 <sup>**</sup>	-0,29±0,02 <sup>**</sup>	-0,06±0,02
Peso aos 730 dias	-0,27±0,03 <sup>**</sup>	-0,22±0,03 <sup>**</sup>	-0,02±0,02
Peso aos 915 dias	-0,26±0,02 <sup>**</sup>	-0,21±0,02 <sup>**</sup>	-0,03±0,02 <sup>*</sup>
Peso à maturidade	0,02±0,02	0,08±0,02	-0,13±0,02

\* (P<0,05); \*\* (P<0,01).

mostradas na TABELA 52. Para a correlação fenotípica entre o peso ao nascimento (PESONASC) e a idade ao primeiro parto (IPP), verificou-se que a maior parte (77%) daquela correlação foi determinada por causas genético-aditivas.

Para a idade ao primeiro parto e as características de crescimento da desmama aos 30 meses de idade, as estimativas de correlação fenotípica foram todas negativas e significativas, variando de -0,16±0,03 (PES0205 e IPP) a -0,34±0,02 (PES0550 e IPP), com média de -0,26±0,06. Assim, as fêmeas com maiores pesos da desmama aos 30 meses de idade foram mais jovens ao primeiro parto. Este resultado é semelhante aos verificados por MARIANTE (1978) e TANEJA et al. (1978), em fêmeas de *Bos indicus* (Nelore e

TABELA 52 - Proporções (%) genético-aditivas (G) e ambientais (E) das correlações fenotípicas entre as características de crescimento e fertilidade

Características de Crescimento	IPP		ISP		TG	
	G	E	G	E	G	E
PESONASC	77	23	(-)22*	78	(-)19*	81
PES0205	(-)23*	77	20	80	94	6
PES0365	61	39	95	(-)5*	77	(-)23*
PES0550	57	43	70	30	73	(-)27*
PES0730	23	77	44	56	58	(-)42*
PES0915	28	72	65	35	57	(-)49*
PMA	62	(-)38*	5	95	46	54

\* O sinal (-) indica que o componente contribuiu para a redução do valor da correlação fenotípica, em direção a zero.

Sahlwal, respectivamente), e por BOURDON & BRINKS (1982) em *Bos taurus* (Hereford).

As estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento e a idade ao segundo parto (TABELA 51), apresentaram o mesmo padrão de variação observado para aquelas envolvendo a idade ao primeiro parto. Com exceção da estimativa entre a idade ao segundo parto e o peso à maturidade, todas as outras foram significativas e indicam que houve sinergismo fenotípico entre os pesos da desmama aos 30 meses de idade e a idade ao segundo parto. Os resultados obtidos quanto às

estimativas de correlação fenotípica entre os pesos do nascimento aos 12 meses e a idade ao segundo parto (TABELA 51), foram semelhantes àqueles verificados por SMITH et al. (1989) em fêmeas das raças Hereford, Angus e Red Angus.

Para a taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais (TC), o desejável zootécnicamente seria a ocorrência de correlação fenotípica positiva entre os pesos por idade e aquela medida de fertilidade. Deste modo, o maior tamanho proporcionaria maior fertilidade das fêmeas e, como consequência, uma melhor utilização dos recursos genéticos e ambientais disponíveis para a produção de carne bovina.

Contudo, as estimativas de correlação fenotípica entre os pesos ao nascimento, à desmama e à maturidade e a taxa de concepção foram negativas, significativas ( $P < 0,05$ ) e devidas tanto às causas genéticas como às ambientais (TABELA 52). A correlação fenotípica entre o peso aos 205 dias (PES0205) e a taxa de concepção (TC), no entanto, foi devida muito mais às causas genéticas (94%) do que às causas ambientais (6%).

Esta última verificação pode ter implicações importantes sobre a eficiência da seleção para maior fertilidade em bovinos de corte, uma vez que os criadores geralmente escolhem as fêmeas de substituição por ocasião da desmama. Os resultados obtidos mostram a inadequação do procedimento utilizado pelos criadores, pelo menos para fêmeas da raça Canchim criadas em regime de pastagens durante o ano todo.

A estimativa de correlação fenotípica entre o peso à maturidade e a taxa de concepção mostra que as fêmeas de maior

tamanho à maturidade tiveram menor fertilidade nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais. O componente genético desta correlação foi de 46% e não houve efeito favorável das causas ambientais.

A conclusão obtida acima, pode ser devida ao fato de que grande parte (75% aproximadamente) do peso à maturidade é atingida até aos 30 meses e sob condições de menor nível de estresse ambiental, principalmente nutricional. A partir do primeiro parto, as vacas de maior fertilidade seriam submetidas a níveis sempre crescentes de estresse ambiental, enquanto as de menor fertilidade, ao alternarem os partos (ano sim, ano não) ou produzirem apenas um bezerro não estariam sendo submetidas a níveis crescentes de estresse ambiental, mas alternando boas e más (ou vice-versa) condições ambientais após o primeiro parto.

Peios resultados obtidos, pode-se concluir que houve antagonismos fenotípicos entre pesos maiores ao nascimento e à maturidade e idades menores ao primeiro e segundo partos. Em termos zootécnicos, isto não é desejável. Do mesmo modo, as fêmeas Canchim com maiores pesos do nascimento à maturidade tiveram menor taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais, enquanto o desejável em termos zootécnicos seria o contrário.

#### 4.8. Estimativas de Correlações Ambientais e Residuais entre as Características de Crescimento e Fertilidade

A TABELA 53 contém as estimativas de correlações



ambiental e residual entre as características de crescimento e de fertilidade.

Quanto à idade ao primeiro parto (IPP), todas as estimativas foram negativas, exceto aquelas para os pesos ao nascimento e à maturidade. Assim, as condições ambientais que contribuíram para maior ganho de peso da desmama aos 30 meses de idade, também influenciaram de maneira favorável a idade ao primeiro parto. De fato, as menores médias para a idade ao primeiro parto foram obtidas para as fêmeas nascidas nos anos considerados bons (1971 e 1977), em termos de crescimento até aos 30 meses de idade.

Para a idade ao segundo parto (ISP), as estimativas de correlações ambiental e residual com os diferentes pesos foram semelhantes àquelas relativas à idade ao primeiro parto, com exceção daquela para o peso aos 12 meses. Esta exceção pode estar associada ao maior nível de estresse ambiental logo após a desmama, uma vez que a estimativa entre o peso aos 12 meses e a idade ao primeiro parto também diminuiu em relação àquela com o peso aos 205 dias.

Em relação à taxa de concepção (TC), o ideal seria a ocorrência de correlação ambiental positiva com as características de crescimento. Deste modo, as condições ambientais e/ou os fatores genéticos não-aditivos (dominância, epistasia) favoráveis ao crescimento do nascimento à maturidade, também contribuiriam para a obtenção de maior taxa de concepção. Entretanto, as estimativas de correlações ambiental e residual

TABELA 53 - Estimativas de correlações ambiental e residual entre as características de crescimento e de fertilidade

Características de Crescimento	Ambiental			Residual		
	IPP	ISP	TC	IPP	ISP	TC
PESONASC	0,04	0,20	-0,19	0,11	0,14	-0,13
PES0205	-0,28	-0,11	-0,01	-0,18	-0,10	-0,11
PES0365	-0,14	0,02	0,03	-0,25	-0,20	-0,03
PES0550	-0,24	-0,15	0,06	-0,33	-0,27	-0,04
PES0730	-0,29	-0,17	0,07	-0,28	-0,21	0,02
PES0915	-0,31	-0,14	0,12	-0,27	-0,20	0,00
PMA	-0,03	0,15	-0,12	0,01	0,09	-0,13

foram negativas entre os pesos ao nascimento e à maturidade e a taxa de concepção, indicando antagonismo ambiental entre maiores pesos naquelas idades e maior taxa de concepção.

Os resultados encontrados para as estimativas de correlação ambiental entre as características de crescimento e de fertilidade (TABELA 53), foram semelhantes àqueles obtidos por MARIANTE (1978), para fêmeas da raça Nelore, e por SMITH et al. (1989) para fêmeas das raças Hereford, Angus e Red Angus, no que se refere às idades ao primeiro e segundo partos. Em geral, há covariância ambiental negativa entre os pesos da desmama aos 24 meses e as idades ao primeiro e segundo partos, demonstrando que as condições ambientais e/ou os fatores genéticos não-aditivos

que influenciam favoravelmente as características de crescimento também são favoráveis à obtenção de idades menores ao primeiro e ao segundo partos.

#### 4.9. Estimativas de Correlação Genética entre as Características de Crescimento e de Fertilidade

A correlação genética expressa o grau em que duas medidas refletem o que é geneticamente a mesma característica (FALCONER, 1981). Como as estimativas de correlações genéticas, em geral são acompanhadas de erros-padrão bastante elevados e, ainda, são muito influenciadas pelas frequências gênicas (BOHREN et al., 1961), elas geralmente são diferentes em diferentes populações. As estimativas obtidas são apresentadas na TABELA 54. Observa-se que a maioria das estimativas (67%) teve erros-padrão maiores do que a respectiva estimativa de correlação genética. Entretanto, a grande maioria (75%) das estimativas foi negativa, indicando a possibilidade da existência de antagonismo genético-aditivo entre as características de crescimento e de fertilidade.

As estimativas de correlação genética entre os pesos do nascimento à maturidade e a idade ao primeiro parto (TABELA 54) foram de sinais semelhantes aos das estimativas de correlações fenotípicas, residuais e ambientais. As estimativas de correlação genética, por outro lado, na maioria das vezes foram maiores que as estimativas de correlação fenotípica. Isto

TABELA 54 - Estimativas de correlação genética ( $\pm$ erro-padrão) entre as características de crescimento e de fertilidade

Características de Crescimento	Características de Fertilidade		
	IPP	ISP	TC
Peso ao nascimento	0,47 $\pm$ 0,44*	-0,17 $\pm$ 0,58	0,16 $\pm$ 0,45
Peso aos 205 dias	0,37 $\pm$ 0,53	-0,09 $\pm$ 0,45	-0,59 $\pm$ 0,50*
Peso aos 365 dias	-0,64 $\pm$ 0,48*	-0,75 $\pm$ 0,40*	-0,24 $\pm$ 0,38
Peso aos 550 dias	-0,58 $\pm$ 0,40*	-0,51 $\pm$ 0,35*	-0,27 $\pm$ 0,31
Peso aos 730 dias	-0,23 $\pm$ 0,42	-0,34 $\pm$ 0,44	-0,20 $\pm$ 0,35
Peso aos 915 dias	-0,20 $\pm$ 0,35	-0,32 $\pm$ 0,31	-0,25 $\pm$ 0,30
Peso à maturidade	0,11 $\pm$ 0,33	0,01 $\pm$ 0,30	-0,17 $\pm$ 0,31

\* Erros-padrão calculados sob a hipótese de que a correlação genética é igual a zero muito próximos dos erros-padrão das estimativas.

implica em correlação ambiental negativa entre as características, dependendo da magnitude das herdabilidades das características envolvidas na correlação (SEARLE, 1961).

A existência de correlação ambiental negativa entre as características de crescimento e a idade ao primeiro parto pode ser inferida a partir das informações revisadas neste trabalho, conforme TABELA 17. Os resultados aqui obtidos também sugerem que, além da existência de sinergismo genético entre o crescimento da desmama aos 30 meses e a idade ao primeiro parto,

houve ainda correlação ambiental negativa entre aquelas características. Esta verificação significa que as fêmeas com maior potencial genético para crescimento, principalmente da desmama aos 18 meses de idade, e que foram submetidas a boas condições ambientais naquela fase do crescimento, também foram mais jovens ao primeiro parto.

A estimativa de correlação genética entre o peso ao nascimento e a idade ao primeiro parto, de  $0,47 \pm 0,44$ , indica que os genes de efeitos aditivos que contribuíram para maior peso ao nascimento, também contribuíram para maior idade ao primeiro parto.

Para o peso ao nascimento e a idade ao primeiro parto, a estimativa de correlação genética foi na mesma direção daquelas relatadas por SINGH et al. (1969), MARIANTE (1978), SAKHARE & INGALE (1984), em fêmeas de Bra Indica e SMITH et al. (1989), em fêmeas das raças Hereford, Angus e Red Angus. Estimativas de correlação genética negativas, mas favoráveis zootécnicamente, foram obtidas por TANEJA et al. (1978), BOURDON & BRINKS (1982) e SINGH et al. (1985), nas raças Sahiwal, Hereford e Karan Friesian, respectivamente.

O resultado obtido para a correlação genética entre o peso aos 205 dias e a idade ao primeiro parto foi semelhante àqueles verificados por MARIANTE (1978) e SMITH et al. (1989), TANEJA et al. (1978) e BOURDON & BRINKS (1982), no entanto, obtiveram estimativas de correlação genética negativas, mas favoráveis, entre o peso aos 205 dias e a idade ao primeiro parto.

As estimativas de correlações genéticas entre os pesos dos 12 aos 30 meses e a idade ao primeiro parto foram todas negativas e decrescentes de acordo com o aumento da idade. Estes resultados indicam que o sinergismo genético entre os maiores pesos dos 12 aos 30 meses e a menor idade ao primeiro parto reduz bastante dos 18 aos 24 meses de idade (TABELA 54). Assim, por razões diferentes (sinergismo decrescente e antagonismo decrescente), os resultados obtidos neste trabalho e aqueles encontrados por MARIANTE (1978) e SMITH et al. (1989) tendem para um mesmo ponto, isto é, deve existir, para cada raça, uma combinação dos efeitos dos fatores genéticos e ambientais que otimiza o crescimento da desmama até aos 24 ou 30 meses e a idade ao primeiro parto.

O antagonismo genético entre maior peso ao nascimento e menor idade ao primeiro parto deixou de existir para a idade ao segundo parto, mas contribuiu um pouco (TABELA 52) para a redução da correlação fenotípica, indicando que o antagonismo genético se diluiu ao longo do tempo.

Maiores pesos aos 12 e 18 meses foram associados com menores idades ao segundo parto. As estimativas de correlação genética foram negativas, mas no sentido desejável, e de sinais iguais às estimativas de correlação fenotípica, embora maiores em magnitude.

O sinergismo genético entre os pesos do nascimento aos 30 meses e a idade ao segundo parto diminuiu com o aumento da idade das fêmeas Canchim, principalmente da desmama aos 12 meses de idade. O antagonismo ambiental entre maiores pesos ao nascimento e menores idades ao segundo parto também diminuiu com

o aumento da idade das fêmeas, principalmente dos 12 aos 18 meses, atingindo a estabilidade daí até aos 30 meses. Contudo, a partir desta idade, tanto o sinergismo genético como o ambiental aproximaram-se de zero e, com a reversão dos sinais da correlação fenotípica (TABELA 51) e da correlação ambiental (TABELA 53), os efeitos dos fatores genéticos e ambientais tornaram-se antagônicos entre maior peso à maturidade e menor idade ao segundo parto.

As estimativas de correlação genética entre os pesos e a taxa de concepção estão na TABELA 54. Neste caso, o desejável é que a correlação genética seja positiva, indicando que os genes que causam maior tamanho das fêmeas, nas diferentes idades, também são favoráveis à maior taxa de concepção durante os quatro primeiros anos da vida reprodutiva.

As estimativas de correlação genética foram todas negativas, com exceção daquela entre o peso ao nascimento e a taxa de concepção. Entretanto, apenas a correlação genética entre o peso aos 205 dias e a taxa de concepção, de  $-0,59 \pm 0,50$ , aproximou-se do nível de significância quando avaliada de acordo com o procedimento de TALLIS (1959). As demais estimativas foram de menor magnitude, mas negativas e maiores que as respectivas estimativas de correlações fenotípicas, residuais e ambientais.

A literatura sobre estimativas de correlação genética entre os pesos e a taxa de concepção é escassa (TABELA 17). Considerando-se o intervalo de partos como uma medida de fertilidade, os resultados obtidos foram semelhantes àqueles verificados por MARIANTE (1978) em fêmeas da raça Nelore criadas

no Estado de São Paulo. Em ambos os casos, o aumento do potencial genético para tamanho corporal foi associado com menor fertilidade. Para o peso à maturidade e a taxa de concepção, a estimativa obtida foi semelhante às aquelas encontradas por DENISE et al. (1983), de -0,28 e -0,52, em fêmeas da raça Hereford.

A estimativa de correlação genética entre o peso ao nascimento e a taxa de concepção foi positiva, mas as estimativas de correlações fenotípica, residual e ambiental foram negativas, sendo ambas significativas ( $P < 0,05$ ). Estas diferenças indicam que mecanismos fisiológicos diferentes influenciaram a covariância fenotípica antagônica entre o peso ao nascimento e a taxa de concepção. Enquanto o antagonismo genético entre estas características aumentou logo após o nascimento ( $\pm 30$  dias), o antagonismo ambiental diminuiu significativamente, mas em menor escala do que o aumento no antagonismo genético (FIGURA 9).

O peso aos 205 dias relacionou-se geneticamente de forma desfavorável com a taxa de concepção das fêmeas (TABELA 54). As correlações fenotípica e residual também foram negativas, mas a correlação ambiental foi nula (TABELA 53). A diferença entre as estimativas foi maior entre as correlações genética e ambiental, indicando que diferentes mecanismos fisiológicos influenciam a correlação fenotípica (FALCONER, 1981; CHEVERUD, 1984), com intensidades também diferentes.

Como mostrado na FIGURA 9, o antagonismo genético-aditivo foi máximo entre o peso aos 205 dias e a taxa de concepção, enquanto o antagonismo ambiental diminuiu do nascimento à desmama e aproximou-se do limite de equilíbrio (zero). Isto significa que o componente genético-aditivo



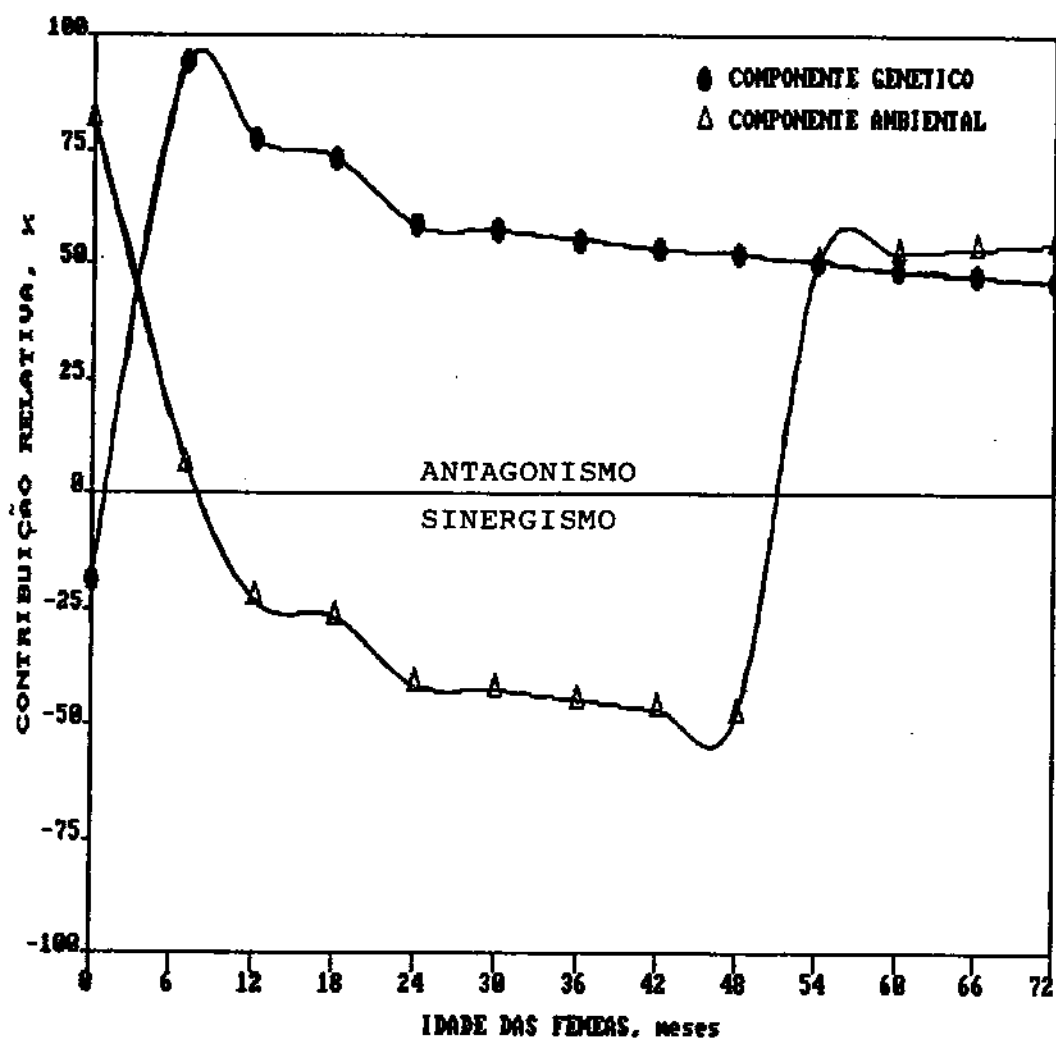


FIGURA 9 - Variação das contribuições relativas dos componentes genéticos e ambientais para as correlações fenotípicas entre as características de crescimento e a taxa de concepção.

contribuiu muito mais para a correlação fenotípica negativa e antagônica entre o peso aos 205 dias e a taxa de concepção do que o componente ambiental (TABELA 52).

Com a devida precaução, devido ao alto erro-padrão da correlação genética entre o peso aos 205 dias e a taxa de concepção, o resultado obtido sugere que a utilização do peso à desmama da fêmea como base para a seleção para maior fertilidade, em condições ambientais e de manejo semelhantes às aquelas observadas neste estudo, não deve ser indicada.

Para corroborar a conclusão acima, verificou-se que as fêmeas nascidas nos anos em que as médias para peso aos 205 dias foram menores, de fato tiveram maior taxa de concepção ( $70,35 \pm 2,15\%$ ) do que aquelas nascidas nos anos em que as médias para peso aos 205 dias foram maiores ( $63,09 \pm 1,89\%$ ).

Para os pesos após a desmama e a taxa de concepção, as estimativas de correlação genética foram todas negativas, mas de baixa magnitude e com pequenas diferenças em relação às estimativas das correlações fenotípica, residual e ambiental. Este resultado difere daquele obtido por MARIANTE (1978) quanto à magnitude das estimativas, mas o sentido foi o mesmo, isto é, houve antagonismo entre maior tamanho até aos 24 meses e maior fertilidade das fêmeas.

Após a desmama, o antagonismo genético entre peso e fertilidade reduziu-se até à maturidade (FIGURA 9), mas mesmo assim o componente genético da correlação fenotípica foi mais importante que o componente ambiental. Por outro lado, o antagonismo ambiental diminuiu após a desmama, até que houvesse sinergismo entre as condições ambientais favoráveis ao

crescimento e à fertilidade. Contudo, após o primeiro parto houve reversão do sinergismo ambiental, estabelecendo-se novo antagonismo (FIGURA 9). A partir dos 48 meses tanto o componente genético como o ambiental foram igualmente importantes na determinação da correlação fenotípica negativa entre o peso à maturidade e a taxa de concepção (TABELA 52).

#### 4.10. Avaliação Conjunta das Estimativas de Correlações entre as Características de Crescimento e de Fertilidade

CHEVERUD (1988) resumizou e comparou correlações genéticas e fenotípicas entre características de crescimento em várias espécies de animais e concluiu que, na maioria dos casos, as correlações fenotípicas foram boas estimativas das respectivas correlações genéticas. Por isso, a interpretação das estimativas de correlação genética (TABELA 54) será feita com base nas correlações fenotípicas (TABELA 51), nas contribuições relativas das causas genéticas e ambientais para a covariância fenotípica (TABELA 52) e nas correlações ambientais e residuais (TABELA 53).

Para tanto, as características de crescimento foram agrupadas em três classes: nascimento-desmama, desmama-30 meses e 30 meses-maturidade. As características de fertilidade foram agrupadas em apenas duas classes: idades ao primeiro e segundo partos e taxa de concepção. A seguir, é apresentada uma discussão

conjunta das correlações, resumindo as principais relações de natureza genética entre as características de crescimento e de fertilidade.

As estimativas de correlação entre os pesos e as idades ao primeiro e segundo partos indicam que o desenvolvimento dos fenótipos para crescimento e fertilidade é modulado por um mesmo sistema, caracterizado pela canalização dos efeitos dos fatores genéticos, ambientais e residuais. O produto do sistema é a combinação fenotípica possível nas condições ambientais existentes para a manifestação dos genótipos. A FIGURA 10 mostra a variação das estimativas de correlação entre os pesos e as idades ao primeiro e segundo partos, de acordo com a idade das fêmeas.

O antagonismo genético entre maiores pesos ao nascimento e menores idades aos partos foi no sentido de reduzir a correlação fenotípica negativa e favorável entre o peso aos 205 dias e as idades aos partos. Assim, com as devidas precauções, pode-se inferir que existe antagonismo genético entre maior peso ao nascimento e menores idades ao primeiro e segundo partos. As condições ambientais após o nascimento, favoráveis para maiores pesos aos 205 dias, tendem a ser associadas de forma positiva com menores idades aos partos, apesar do efeito negativo do componente genético sobre a correlação fenotípica.

As estimativas de correlação genética entre os pesos dos 12 aos 30 meses e as idades aos partos foram diferentes das estimativas de correlação ambiental, principalmente para os pesos aos 12 e 18 meses. As estimativas de correlação fenotípica foram semelhantes às correlações ambientais e residuais. Este tipo de

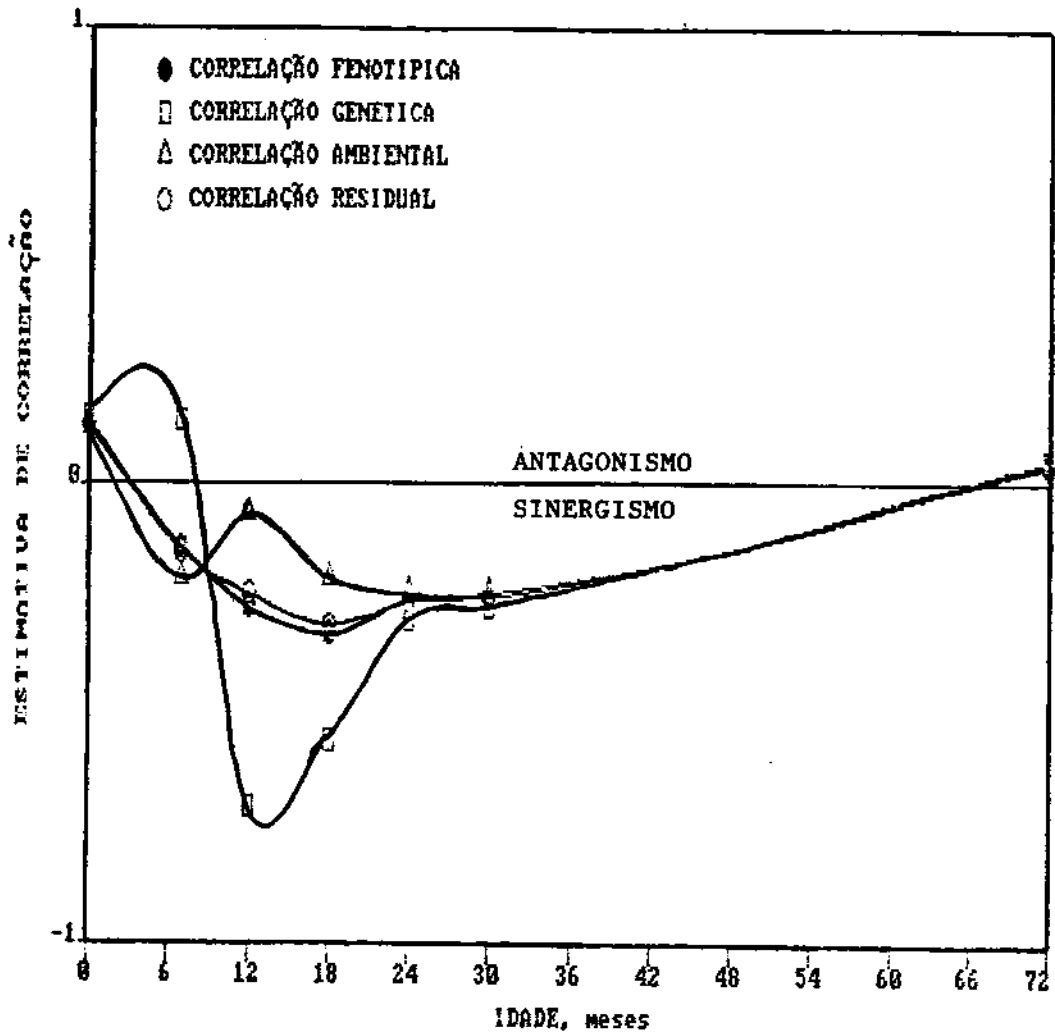


FIGURA 10 - Perfil da variação das estimativas de correlação entre as características de crescimento e as idades ao primeiro e segundo partos.

variação das correlações sugere que a correlação fenotípica é causada por diferentes mecanismos fisiológicos. As acelerações e interrupções dos caminhos metabólicos do desenvolvimento não são semelhantes para os pesos aos 12 e 18 meses e as idades aos partos.

De acordo com CHEVERUD (1984), se o desenvolvimento das características ocorre através de acelerações e interrupções semelhantes, então as variações e correlações fenotípicas são produzidas tanto pelas causas genéticas como ambientais, isto é, as correlações genéticas e ambientais entre as características também devem ser semelhantes. Como a correlação fenotípica é a soma dos componentes genéticos e ambientais, ponderados pelas respectivas covariâncias, então as correlações genéticas e fenotípicas também serão da mesma magnitude e mesmo sinal.

As estimativas de correlação entre as idades aos partos e o peso à maturidade foram positivas, mas próximas de zero. Em termos genéticos, este padrão de desenvolvimento sugere a existência de um sistema comum, pouco variável dentro de uma mesma raça, que canaliza os efeitos dos fatores genéticos e ambientais para uma combinação fenotípica possível, dado o conjunto de circunstâncias ambientais no qual os fenótipos para crescimento e idades ao parto se desenvolvem (FIGURA 10).

As estimativas de correlações entre os pesos e a taxa de concepção, quando consideradas simultaneamente (FIGURA 11), também indicam que o desenvolvimento dos fenótipos de crescimento e fertilidade é modulado por um sistema comum que, através da canalização dos efeitos dos fatores genético-aditivos

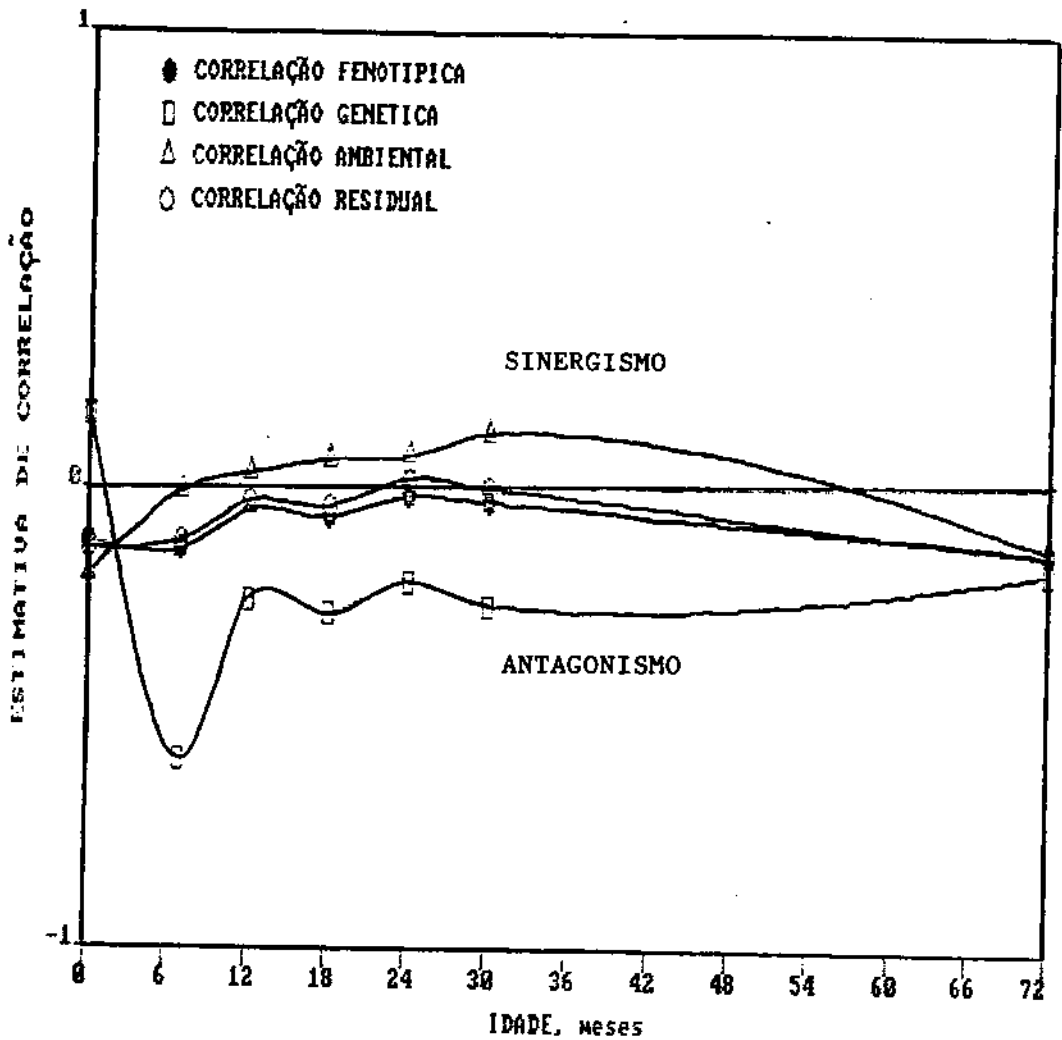


FIGURA 11 - Perfil da variação das estimativas de correlação entre as características de crescimento e a taxa de concepção.

e dos fatores ambientais, produz uma combinação dos fenótipos adequada para as condições ambientais existentes.

As informações analisadas neste estudo foram obtidas em fêmeas da raça Canchim nascidas de 1968 a 1979, nas diferentes estações do ano. A estação de nascimento determina as fases da vida em que as fêmeas são submetidas a condições de estresse nutricional, quando criadas em regime exclusivo de pastagens.

As fêmeas nascidas durante as estações do Inverno e da primavera (Julho a dezembro), por exemplo, podem experimentar estresses nutricionais da desmama (7 meses) aos 12 meses, dos 18 aos 24 meses, dos 30 aos 36 meses, dos 42 aos 48 meses, dos 54 aos 60 meses e dos 66 aos 72 meses de idade. As fêmeas nascidas durante o verão e o outono (janeiro a junho), por outro lado, podem sofrer estresses nutricionais em faixas etárias diferentes daquelas nascidas durante o inverno e a primavera, ou seja, do nascimento à desmama, dos 12 aos 18 meses, dos 24 aos 30 meses, e assim por diante, em intervalos anuais regulares, até à maturidade. Assim, mesmo que os efeitos do ano de nascimento, da geração, da idade da mãe e da cor da pelagem tenham sido considerados no modelo matemático utilizado, as diferenças entre as médias para os vários pesos de acordo com a estação de nascimento (TABELA 31), refletem os efeitos líquidos de cada época de nascimento (Inverno-primavera e verão-outono) sobre os pesos nas diferentes idades.

A definição do que seja estresse nutricional é difícil de ser estabelecida a partir da literatura (TOPPS, 1977). Isto é devido, principalmente, à habilidade dos bovinos em se adaptar a níveis nutricionais baixos através da mobilização de gordura



corporal (SANDERS, 1977; BAKER, 1982), e às diferenças quanto à seleção das melhores partes da plantas forrageiras sob pastejo e quanto às exigências para manutenção, variáveis de acordo com as faixas etárias. O nível de estresse, segundo TOPPS (1977), pode variar na faixa de 40% a 80% das exigências dos animais para manutenção.

A presença de estresse nutricional foi definida com base no ganho de peso, de acordo com a época de nascimento das fêmeas (verão-outono e inverno-primavera), nas seguintes fases: nascimento-desmama, desmama-12 meses, 12-18 meses, 18-24 meses, 24-30 meses, e 30-72 meses. Para tanto, foram calculados os ganhos de peso nas fases acima definidas. O estresse nutricional foi definido como tal quando o ganho de peso das fêmeas nascidas na época considerada como estressante, de acordo com a fase de crescimento, foi menor que a metade do ganho de peso das fêmeas nascidas na época considerada como favorável.

De acordo com o critério acima descrito, as fêmeas nascidas no verão e no outono sofreram estresses nutricionais dos 12 aos 18 meses e dos 24 aos 30 meses de idade. As fêmeas nascidas no inverno e na primavera, por sua vez, apresentaram ganhos de peso refletindo estresses nutricionais da desmama aos 12 meses e dos 18 aos 24 meses de idade. Em termos de intensidade, o estresse nutricional foi relativamente muito maior para as fêmeas nascidas durante o verão e o outono, principalmente na fase dos 24 aos 30 meses de idade, quando o ganho de peso das novilhas foi praticamente nulo (TABELA 31).

As relações genéticas entre o crescimento das fêmeas e

sua eficiência reprodutiva subsequente dependem do ambiente nutricional durante o qual o crescimento é avaliado. De fato, as fêmeas nascidas no verão e no outono, significativamente menos pesadas à desmama (mas sem estresse nutricional) e aos 18 meses e 30 meses de idade (sob estresse nutricional), apresentaram taxas de concepção maiores (69%) do que as nascidas no inverno e na primavera (65,3%). Esta verificação sugere que os genes que maximizam o ganho de peso dos 12 aos 18 meses em ambientes nutricionalmente estressantes, têm influências favoráveis sobre a taxa de concepção subsequente.

Alternativamente, também pode ser inferido que os genes que maximizam o ganho de peso dos 24 aos 30 meses de idade, em ambientes nutricionais não estressantes, têm efeitos desfavoráveis sobre a taxa de concepção nos quatro primeiros ciclos reprodutivos. Os genótipos que possuem habilidade para maior ganho de peso sob boas condições nutricionais, estarão em desvantagem quando submetidos ao estresse lactacional (ITULYA et al., 1987). Este padrão de variação nas condições do ambiente nutricional foi experimentado pelas fêmeas nascidas no inverno e na primavera, já que a média para a idade ao primeiro parto foi de 44 meses.

As fêmeas nascidas no verão e no outono, por outro lado, sofreram o primeiro estresse nutricional somente dos 12 aos 18 meses de idade, o segundo aos 24-30 meses e pariram pela primeira vez em época favorável quanto às condições das pastagens. Portanto, apesar de terem sido prejudicadas quanto ao crescimento naquelas duas fases, não sofreram estresse lactacional após o primeiro parto em níveis tão intensos que

provocassem um efeito residual significativo sobre a taxa de concepção subsequente.

O conceito de sensibilidade ambiental (JINKS & CONNOLLY, 1973; FALCONER, 1981; JINKS & POONI, 1988), em que a sensibilidade dos genótipos às mudanças ambientais é reduzida pela seleção em ambientes estressantes e vice-versa, também pode auxiliar na explicação da diferença significativa entre as taxas de concepção das fêmeas nascidas no verão-outono e no inverno-primavera.

As fêmeas nascidas no verão-outono, submetidas a ambientes nutricionais mais estressantes do que as demais durante a fase de crescimento, talvez tenham sido menos sensíveis às mudanças ambientais ocorridas na fase reprodutiva, particularmente após o primeiro parto. Assim, a sensibilidade ambiental na fase reprodutiva foi maior nas fêmeas nascidas no inverno e primavera, uma vez que na fase de crescimento da desmama em diante as mesmas não foram submetidas a níveis de estresse nutricional tão severos quanto aqueles sofridos pelas fêmeas nascidas no verão-outono.

De acordo com o resultado discutido acima, pode-se concluir que a baixa sensibilidade ambiental das fêmeas nascidas no verão-outono e, como consequência, a sua maior taxa de concepção, resultaram das direções opostas em que os componentes genéticos e ambientais contribuíram para o desenvolvimento dos fenótipos para tamanho e fertilidade. Isto pode ser observado na FIGURA 9. Ao nascimento, o componente ambiental é antagônico ao genético. As suas direções invertem-se na fase do nascimento à

desmama, a favor do componente ambiental. Logo após a ocorrência do primeiro parto (44 meses), as direções dos componentes da correlação fenotípica invertem-se novamente, desta vez a favor do componente genético.

Por outro lado, a sensibilidade ambiental é reduzida pela seleção antagônica (RUTLEDGE et al., 1973), embora não haja justificativa teórica para esta expectativa (FALCONER, 1990). Assim, a menor sensibilidade ambiental das fêmeas nascidas no verão-outono pode ter sido suficiente para causar a diferença na taxa de concepção, devido à melhor canalização dos efeitos genéticos e ambientais em direção ao desenvolvimento da combinação dos fenótipos para tamanho e fertilidade mais adequada às circunstâncias ambientais existentes no período de 1969 a 1985. Portanto, a maior taxa de concepção das fêmeas nascidas no verão ( $72 \pm 2,9\%$  pode ter sido devida à sua menor sensibilidade ambiental na fase reprodutiva, já que foram desafiadas mais intensamente quanto ao estresse nutricional durante a fase de crescimento. Pelos resultados obtidos pode-se concluir que as fêmeas Canchim com maior potencial genético para tamanho tiveram menor fertilidade nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais. Esta conclusão, consideradas as diferenças quanto à magnitude das estimativas, é semelhante àquelas de MARIANTE (1978) e DeNISE et al. (1983).

A mesma conclusão foi obtida por SEIFERT et al. (1978), HETZEL et al. (1989) e MacKINNON et al. (1989, 1990), na Austrália, STEWART & MARTIN (1981), MARSHALL et al. (1983, 1984), MacNEIL et al. (1984) e McCURLEY et al. (1984), nos Estados Unidos, FISS & WILTON (1990), no Canadá, LISBOA & FERNANDES

(1987) e LIMA (1990), no Brasil, todos utilizando a regressão como método de avaliação dos efeitos do tamanho sobre a fertilidade. Deste modo, as fêmeas com maior potencial genético para fertilidade, em ambientes onde há variação na qualidade e na quantidade das pastagens durante o ano, provavelmente são menos pesadas à maturidade devido à produção regular e consecutiva de bezerros, como sugerido por SEIFERT et al. (1976). Contudo, as relações de natureza genética entre os pesos anteriores à maturidade e a taxa de concepção não foram analisadas nos trabalhos citados.

As estimativas de correlação genética entre os pesos do e a taxa de concepção (TABELA 54), juntamente com as correlações fenotípicas (TABELA 51), ambientais e residuais (TABELA 53), indicam que inicialmente há sinergismo genético entre o maior tamanho ao nascimento e a maior taxa de concepção futura (FIGURA 9). No entanto, com o aumento do efeito do antagonismo genético entre maior tamanho e maior fertilidade logo após o nascimento e também com a redução em menor escala do antagonismo ambiental, o que ocorreu neste estudo foi a permanência do antagonismo genético até a maturidade. Isto demonstra que as condições ambientais não foram suficientes para a manutenção do sinergismo genético existente ao nascimento entre tamanho e fertilidade. Assim, os fenótipos para tamanho e fertilidade foram sendo modulados ao longo do tempo, de acordo com um sistema comum e pouco variável de desenvolvimento, através do qual os efeitos genéticos e ambientais são canalizados para a combinação mais adequada, dadas as condições ambientais disponíveis à

manifestação dos genótipos para tamanho e fertilidade.

Em termos zootécnicos, a maioria dos criadores de bovinos de corte escolhe as fêmeas de substituição com base no peso à desmama. Com base nas estimativas de correlação genética entre os pesos do nascimento à maturidade e a taxa de concepção, obtidas sob as condições ambientais e de manejo do presente trabalho, o procedimento adotado pelos criadores talvez não seja o mais adequado. Neste caso, a seleção durante os estágios iniciais do desenvolvimento, com base na resposta ao estresse ambiental, principalmente o nutricional dos 12 aos 18 meses de idade, parece ser o melhor indicador da eficiência reprodutiva futura das fêmeas da raça Canchim, quando o primeiro parto ocorre aos 3-3,5 anos de idade.

Em relação à adaptação das fêmeas Canchim às condições ambientais, verificou-se que o desenvolvimento dos fenótipos para maior tamanho à maturidade foi parcialmente incompatível com o daquele para maior fertilidade. Deste modo, a ênfase dada às características de crescimento em condições favoráveis de ambiente pode contribuir para o aumento da sensibilidade ambiental e redução da adaptação das populações, quando submetidas a condições ambientais estressantes, com reflexos negativos sobre a taxa de concepção nos primeiros ciclos reprodutivos.

As evidências experimentais encontradas neste trabalho, por sua vez, permitem sugerir a hipótese de que os genes favoráveis para a maior taxa de crescimento do nascimento aos 30 meses de idade, em boas condições de ambiente nutricional, talvez sejam antagônicos à maior fertilidade, se as fêmeas forem

submetidas a estresse nutricional na fase reprodutiva, principalmente após o primeiro parto. Por outro lado, os genes que maximizam o ganho de peso dos 12 aos 18 meses de idade, em condições estressantes de ambiente nutricional, têm influência favorável sobre a fertilidade subsequente.

Finalmente, os resultados obtidos mostram que há variação genética suficiente para ganhos razoáveis em programas de seleção para maior fertilidade. Os efeitos antagônicos, de origem genética, entre maior peso à desmama e maior fertilidade devem ser considerados no programa de seleção para aumentar a eficiência produtiva de fêmeas da raça Canchim, quando criadas em regime de pastagens. A seleção para maior fertilidade deve ser feita com base na taxa de concepção, avaliada durante alguns ciclos reprodutivos, e nos pesos à desmama e à maturidade, utilizando-se o método do índice de seleção com restrição e o critério de seleção combinada, para aproveitar ao máximo tanto a variação genética dentro de famílias como entre famílias.

## 5. CONCLUSÕES

De acordo com os resultados obtidos pode-se destacar as seguintes conclusões:

- a) Efeitos de fatores ambientais sobre o peso à maturidade:
- o peso à maturidade foi influenciado pelos efeitos do ano-estação de pesagem, da condição da fêmea, da classe de fertilidade e da idade da fêmea por ocasião da pesagem;
  - as fêmeas não-lactantes por ocasião da obtenção do peso à maturidade foram  $20 \pm 6,3$  kg (ou 4,27%) mais pesadas que as lactantes; e
  - as fêmeas de menor fertilidade foram  $56 \pm 14$  kg mais pesadas à maturidade do que as de maior fertilidade (acima de 75%).
- b) Efeitos de fatores ambientais sobre as características de crescimento:
- a geração da fêmea afetou significativamente os pesos dos 205 aos 730 dias e não influenciou os pesos ao nascimento, aos 30 meses e à maturidade, sugerindo a existência de interação entre heterose residual e idade;
  - para os pesos dos 205 aos 730 dias, as fêmeas da primeira geração foram 6,26% mais pesadas que as demais;
  - o ano de nascimento teve efeitos significativos sobre os pesos da desmama aos 30 meses: as maiores médias foram obtidas para as fêmeas nascidas em 1971 e em 1977 devido à menor taxa de lotação e à utilização de novas pastagens;



- a estação de nascimento influenciou os pesos dos 205 aos 915 dias, sendo as fêmeas nascidas no verão e no outono 4,12% mais leves do que as nascidas no inverno e na primavera;
- os pesos aos 205 e 365 dias foram influenciados pela idade da mãe da fêmea, evidenciando a existência de efeito residual da habilidade materna sobre o peso aos 12 meses; e
- a cor da pelagem apresentou efeitos significativos sobre todos os pesos, indicando que as fêmeas de pelagens bala e amarela foram mais pesadas do que as de pelagem branca.

c) Efeitos de fatores ambientais sobre as características de fertilidade:

- o ano de nascimento foi o fator mais importante como causa de variação das idades ao primeiro (IPP) e segundo partos (ISP) e da taxa de concepção (TC). Verificou-se que IPP e ISP reduziram-se, enquanto a TC aumentou, de acordo com o decorrer dos anos; e
- os demais fatores (geração, estação de nascimento, idade da mãe e cor da pelagem) não influenciaram ( $P > 0,05$ ) as características de fertilidade.

d) Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para características de crescimento:

- as estimativas de herdabilidade variaram de  $0,15 \pm 0,11$  (para peso aos 205 dias) a  $0,57 \pm 0,16$  (para peso aos 915 dias) e indicam que podem ser obtidas respostas à seleção

para peso por idade, principalmente para pesos pós-desmama;

- as correlações fenotípicas e genéticas foram positivas e significativas; e

- as correlações genéticas altas, positivas e significativas, indicam que grande parte dos genes que influencia uma característica de crescimento também afeta as demais. Deve-se ressaltar que os pesos ao nascimento e à maturidade foram correlacionados geneticamente ( $0,86 \pm 0,24$ ), o que deve servir como alerta aos programas de seleção para maior peso por idade em bovinos da raça Canchim.

e) Estimativas de parâmetros genéticos e fenotípicos para características de fertilidade:

- as estimativas de herdabilidade variaram de  $0,22 \pm 0,12$  a  $0,34 \pm 0,15$ , indicando a possibilidade de obtenção de resposta à seleção para fertilidade; e

- as correlações genéticas e fenotípicas foram todas no sentido favorável, sugerindo que os mesmos conjuntos gênicos influenciam as características de fertilidade.

f) Correlações entre as características de crescimento e de fertilidade:

- as estimativas de correlação fenotípica entre os pesos dos 205 aos 915 dias e as idades ao primeiro e segundo partos foram todas negativas, indicando que as fêmeas mais pesadas naquelas idades foram mais jovens ao primeiro e segundo partos;

- As correlações fenotípicas entre os pesos ao nascimento, aos 205 dias e à maturidade e a taxa de concepção mostraram que maiores pesos naquelas idades estão relacionados com menor taxa de concepção. Isto sugere a existência de antagonismo fenotípico entre maiores pesos naquelas idades e maior taxa de concepção;
- o padrão de variação das correlações entre o crescimento e a fertilidade indica que o desenvolvimento dos fenótipos é modulado por um sistema comum, relativamente pouco variável, que canaliza os efeitos dos fatores genéticos e ambientais para a combinação fenotípica mais adequada ao conjunto de circunstâncias ambientais durante as fases de crescimento e de reprodução;
- As estimativas de correlações genéticas entre as características de crescimento e a taxa de concepção indicam a existência de antagonismo genético entre maior peso à desmama e fertilidade;
- Recomenda-se que a seleção para fertilidade seja feita com base na taxa de concepção, avaliada durante quatro ciclos reprodutivos anuais; e
- finalmente, sugere-se a realização de pesquisas para obtenção de outras evidências experimentais sobre o antagonismo genético entre maior tamanho e maior fertilidade, particularmente quando ocorre variação nas condições do ambiente nutricional durante o ano.

## 6. RESUMO

O presente trabalho teve como objetivo a avaliação das relações de natureza genética entre as características de crescimento e de fertilidade em fêmeas da raça Canchim, criadas em regime de pastagens na EMBRAPA-UEPAE de São Carlos (Fazenda Canchim), Estado de São Paulo.

As observações foram feitas em 573 fêmeas, nascidas durante os anos de 1969 a 1979, em diferentes estações do ano, filhas de 60 touros e de vacas cujas idades ao parto variaram de 3 a 13 anos, pertenciam a uma das 3 gerações de acasalamentos entre animais 5/8 Charolês + 3/8 Zebu e apresentavam uma das 3 cores da pelagem (branca, baia e amarela).

As características de crescimento estudadas foram os pesos ao nascimento (PESONASC), à desmama (PES0205), aos 12 meses (PES0365), aos 18 meses (PES0550), aos 24 meses (PES0730), aos 30 meses (PES0915) e à maturidade (PMA). As características de fertilidade analisadas foram as idades ao primeiro (IPP) e ao segundo (ISP) partos e a taxa de concepção (TC) nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais. O peso à maturidade foi obtido ajustando-se os pesos observados à maturidade para os efeitos de ano-estação da pesagem, condição da fêmea à pesagem, classe de fertilidade e idade da fêmea à pesagem.

As análises de variância foram realizadas usando os procedimentos do "Statistical Analysis System" (SAS, 1985) e do programa "Least-squares and Maximum Likelihood Computer Program" (LSML76) descrito por HARVEY (1977). Para a análise estatística dos dados, foi empregado um modelo matemático contendo os efeitos

fixos de geração, ano de nascimento, estação de nascimento, idade da mãe e cor da pelagem e os efeitos aleatórios de touro dentro de geração e erro. As estimativas do coeficiente de herdabilidade e das correlações genéticas foram obtidas com base na correlação entre meio-irmãs paternas.

As médias para as características de crescimento e fertilidade, com os respectivos coeficientes de variação entre parênteses, foram: PESONASC =  $35,0 \pm 0,21$  kg (14,5%), PES0205 =  $178,3 \pm 1,25$  kg (18,7%), PES0385 =  $204,1 \pm 1,43$  kg (18,7%), PES0550 =  $264,7 \pm 1,81$  kg (16,4%), PES0730 =  $306,7 \pm 1,80$  kg (14,0%), PES0915 =  $368,4 \pm 2,12$  kg (13,7%), PMA =  $471 \pm 1,42$  kg (7,2%), IPP =  $1374,3 \pm 10,94$  dias (18,8%), ISP =  $1940,9 \pm 12,04$  dias (13,9%) e TC =  $65,2 \pm 0,95\%$  (34,8%).

O peso à maturidade foi influenciado pelos efeitos de ano-estação da pesagem (inverno de 1978... primavera de 1984), condição da fêmea à pesagem (parida, seca), classe de fertilidade (0, 1, ..., 4 bezerros produzidos) e idade da fêmea à pesagem (84 a 86 meses). As maiores médias foram observadas no período decorrido entre o outono (abril-junho) de 1978 e o outono de 1981, devido principalmente à utilização de novas pastagens pelas vacas paridas em lactação e, também, pela redução da taxa de lotação das pastagens existentes.

As vacas secas (não-lactantes) foram  $20 \pm 6,3$  kg mais pesadas à maturidade do que as recém-paridas. Do mesmo modo, as fêmeas de maior fertilidade nos quatro primeiros ciclos reprodutivos anuais foram  $56 \pm 14$  kg ( $P < 0,01$ ) menos pesadas à maturidade do que aquelas de menor fertilidade. O efeito da idade da fêmea foi linear, com coeficiente de regressão de  $2,80 \pm 0,54$

kg/mês de diferença em relação à média para a idade à pesagem (72 meses). Os resultados indicaram que a produção de um bezerro por ano, que é o zootécnicamente desejável, contribuiu para a redução do peso à maturidade das fêmeas Canchim.

O efeito da geração da fêmea foi significativo para os pesos da desmama aos 24 meses, mas não influenciou os pesos ao nascimento, aos 30 meses e à maturidade e as características de fertilidade. As fêmeas da primeira geração foram mais pesadas dos 205 aos 730 dias do que aquelas da segunda e terceira gerações. Os resultados obtidos sugerem a existência de interação entre heterose residual e a idade das fêmeas Canchim.

O efeito do ano de nascimento foi significativo para as características de fertilidade e de crescimento, exceto PESONASC. As maiores médias para as características de crescimento foram obtidas para as fêmeas nascidas em 1971 e 1977. Houve redução nas médias para IPP e ISP e aumento para TC de acordo com o ano de nascimento. O aumento da eficiência reprodutiva pode ser atribuído às mudanças no manejo reprodutivo.

A estação de nascimento influenciou as características de crescimento da desmama aos 30 meses e a taxa de concepção. As fêmeas nascidas nas estações do verão e do outono apresentaram médias menores para PES0205 ( $165 \pm 2,4$  kg), PES0550 ( $239 \pm 3,9$  kg) e PES0915 ( $337 \pm 5$  kg) e maiores para PES0365 ( $210 \pm 2,9$  kg) e PES0730 ( $336 \pm 4,1$  kg), observando-se o inverso para as fêmeas nascidas no inverno e na primavera. As fêmeas nascidas no verão e outono tiveram taxa de concepção maior ( $69,0 \pm 2,3\%$ ) do que aquelas

nascidas no inverno e na primavera ( $85,3 \pm 1,6\%$ ).

O efeito da idade da mãe foi significativo nos pesos aos 205 e 365 dias. As filhas de vacas maduras foram mais pesadas aos 205 e aos 365 dias do que aquelas filhas de vacas jovens (3-5 anos) e velhas (mais de 10 anos). O efeito residual da idade da mãe diminuiu dos 12 aos 18 meses e não influenciou os pesos após os 12 meses.

A cor da pelagem afetou todas as características de crescimento. As fêmeas de pelagens baía e amarela foram  $5,43 \pm 1,08\%$  mais pesadas que aquelas de pelagem branca, sendo que as diferenças relativas variaram de 3,21% (PMA) a 11,57% (PES0205). As estimativas de herdabilidade para as características de crescimento foram:  $0,22 \pm 0,12$  para PESONASC,  $0,15 \pm 0,11$  para PES0205,  $0,30 \pm 0,13$  para PES0365,  $0,52 \pm 0,15$  para PES0550,  $0,34 \pm 0,13$  para PES0730,  $0,57 \pm 0,16$  para PES0915, e  $0,42 \pm 0,14$  para PMA. Estes resultados indicam que a seleção individual pode ser efetiva para maiores pesos após a desmama.

As estimativas de herdabilidade para as características de fertilidade foram:  $0,22 \pm 0,12$  para IPP,  $0,34 \pm 0,15$  para ISP e  $0,34 \pm 0,15$  para TC. Estes resultados indicam que a seleção para fertilidade pode ser feita com base na idade ao segundo parto e na taxa de concepção.

As estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento foram todas positivas, mas de magnitude variável de acordo com as características envolvidas. As correlações fenotípicas entre o peso ao nascimento e os demais pesos foram menores do que as correlações entre pesos da desmama à maturidade.

As estimativas de correlação genética foram todas positivas e significativas. Estes resultados indicam que os valores genéticos aditivos para os pesos por idade são influenciados pelo mesmo conjunto de genes e, ainda, que substituições gênicas promovidas por seleção que resultem em maior peso em uma idade também resultariam em maiores pesos em outras idades, como respostas correlacionadas à seleção.

As características de fertilidade correlacionaram-se fenotípica e geneticamente de maneira favorável. As estimativas de correlação fenotípica foram menores que as de correlação genética, mas foram determinadas tanto pelos componentes genéticos como ambientais.

Com base nas estimativas de correlação fenotípica entre as características de crescimento e a taxa de concepção, conclui-se que houve antagonismo fenotípico entre maior tamanho e maior fertilidade, provavelmente devido aos diferentes níveis de estresse nutricional sobre ambos os grupos de características. O antagonismo fenotípico foi determinado principalmente pelas causas genéticas. As estimativas de correlação genética entre as características de crescimento e de fertilidade, de maneira geral, apresentaram o mesmo padrão de variação das respectivas estimativas de correlação fenotípica.

As contribuições relativas dos componentes genéticos, para as correlações fenotípicas entre as características de crescimento e de fertilidade, foram determinadas com base na equação geral da correlação fenotípica. O antagonismo genético entre os pesos e a fertilidade diminuiu com o aumento da idade



das fêmeas, principalmente da desmama aos 12 meses de idade, mas permaneceu até à maturidade. O antagonismo ambiental diminuiu do nascimento à desmama, manteve-se constante e próximo de zero até aos 30 meses indicando sinergismo, e depois voltou a existir logo após o primeiro parto, mantendo-se constante até à maturidade.

Os resultados obtidos quanto às correlações fenotípicas, genéticas, residuais e ambientais e quanto ao comportamento da variação destas estimativas, indicam que o padrão de desenvolvimento dos fenótipos de tamanho e fertilidade é modulado por um mesmo sistema, através da canalização dos efeitos dos fatores genéticos e ambientais, do qual resulta uma combinação fenotípica possível e balanceada, de acordo com as condições ambientais às quais as fêmeas foram submetidas durante as fases de crescimento e de reprodução. Em geral, as fêmeas com menor sensibilidade ao estresse ambiental da desmama aos 18 meses tiveram melhor desempenho quanto à fertilidade.

Finalmente, recomenda-se que a seleção para maior fertilidade, em fêmeas da raça Canchim criadas em regime de pastagens na EMBRAPA-UEPAE de São Carlos, deve ser feita com base no desempenho reprodutivo em, pelo menos, dois ciclos reprodutivos anuais. Além disso, sugere-se a realização de estudos complementares para aumentar o conhecimento científico sobre o antagonismo genético entre maior tamanho por idade e maior fertilidade, particularmente nas condições de produção das regiões onde a criação de bezerros é a atividade mais importante da bovinocultura de corte no Brasil.

## 7. SUMMARY

The objective of this study was to evaluate the genetic relationships among growth and fertility traits in Canchim cattle females, raised on pastures at the EMBRAPA-UEPAE São Carlos (Fazenda Canchim), State of São Paulo.

The observations were from 573 females, born during the period from 1969 to 1979 in different seasons of the year. The females were sired by 60 bulls and out of cows whose ages at calving varied from 3 to 13 yr.; they belonged to one of three generations of inter se matings between 5/8 Charolais + 3/8 Zebu animals and were classified into one out of three coat colors (white, bay and yellow).

The growth traits studied were the body weights at birth (PES0NASC), at weaning (PES0205), at 12 (PES0365), at 18 (PES0550), at 24 (PES0730) and at 30 months (PES0915) of age, and at maturity (PMA). The fertility traits were the ages at first (IPP) and at second calvings (ISP) and the conception rate (TC) during the first four annual reproductive cycles. Body weight at maturity was estimated by adjusting the observed weight for the effects of year-season of weighing, cow condition at weighing, number of calves produced (0,1, 2,3 or 4) and cow age at weighing time (64 to 86 months, with an average of 72 mo.).

The analyses of variance were carried out through the utilization of the procedures available in the Statistical Analysis System (SAS, 1985) and in the Least-squares and Maximum Likelihood Computer Program (HARVEY, 1977). The statistical analyses of growth and fertility traits were made utilizing a

mathematical model including the fixed effects of generation (1, 2, 3), year of birth (1969, 1971, ..., 1979), season of birth (summer = January-March; fall = April-June, winter = July-September; and spring = October-December), age of dam (3, ..., 13 yr.) and of coat color (white, bay, yellow), and the random effects of sire within generation of cow and error. Estimates of heritability and of genetic correlation were obtained by paternal half-sib correlation.

The unadjusted means for growth and fertility traits, with the respective coefficients of variation, were: PESONASC =  $35.0 \pm 0.21$  kg (14.5%), PES0365 =  $204.1 \pm 1.43$  kg (18.7%), PES0550 =  $264.7 \pm 1.81$  kg (16.4%), PES0730 =  $306.7 \pm 1.80$  kg (14.0%), PES0915 =  $368.4 \pm 2.12$  kg (13.7%), PMA =  $471.9 \pm 1.42$  kg (7.2%), IPP =  $1374.3 \pm 10.94$  days (18.8%), ISP =  $1940.9 \pm 12.04$  days (13.9%) and TC =  $65.2 \pm 0.95$  (34.8%).

Weight at maturity was influenced by year-season of weighing, cow condition, fertility class and cow age at weighing. The higher means were obtained in the period extending from the fall of 1978 to the fall of 1981, due to the utilization of new cultivated pastures and, also, to the reduction of the stocking rate.

Dry cows were  $20 \pm 6.3$  kg heavier at maturity than lactating cows. By the same token, females with higher levels of fertility in the first four annual reproductive cycles were  $58 \pm 14$  kg lighter ( $P < 0.01$ ) at maturity than those of lower levels of fertility. The effect of cow age on weight at maturity was linear, with a partial regression coefficient of  $2.80 \pm 0.54$

kg/month of age as a deviation from the overall mean of 72 months. The results indicated that the production of one calf per year, which is desirable, contributed for decreasing the mature weight of Canchim cows.

Body weights from weaning to 24 months were significantly affected by the effect of generation, which did not influence the weights at birth, 30 months and at maturity and the fertility traits. The Canchim females of first generation were heavier from 205 to 730 days than those of both second and third generations. The results suggest the existence of an interaction between relative residual heterosis and age of Canchim females.

Year of birth significantly affected all fertility and growth traits, except PESONASC and PMA. In general, heavier weights were observed for females born in 1971 and in 1977. There was a reduction in the least-squares means for IPP and ISP and an increase for TG according to year of birth. The improvement in the reproductive efficiency of Canchim females can be attributed to changes in the reproductive management.

The effects of season of birth were significant on growth traits from weaning to 30 months of age and on conception rate. The females born during the summer and fall were lighter at 205 days ( $164 \pm 2.4$  kg), at 550 days ( $239 \pm 3.9$  kg) and at 915 days of age ( $337 \pm 5$  kg) and heavier at 365 days ( $210 \pm 2.9$  kg) and at 730 days of age ( $336 \pm 4.1$  kg), the opposite being observed for those born during the winter and spring. The Canchim females born during the summer and fall had higher conception rate ( $69.0 \pm 2.3\%$ ) than those born during the winter and spring seasons

(85.3±1.8%).

The effect of age dam was significant on PES0205 and on PES0365. The progenies of mature cows were heavier at 205 and at 365 days of age than those of younger (3 to 5 yr.) and older cows (above 10 yr. of age at calving). The residual effect of age of dam decreased from 12 to 18 months and did not affect the weights after 12 months of age.

The coat color effect was significant for all growth traits and for IPP. The females of bay and yellow coat color were 5.43±1.08% heavier than those of white coat color, with the relative differences varying from 3.21% (PMA) to 11.57% (PES0205). The heritability estimates for growth traits were: 0.22±0.12 for PESONASC, 0.15±0.11 for PES0205, 0.30±0.13 for PES0365, 0.52±0.15 for PES0550, 0.34±0.13 for PES0730, 0.57±0.16 for PES0915 and 0.42±0.14 for PMA. These results indicate that individual selection can be effective for post-weaning weights. The heritability estimates for fertility traits were: 0.22±0.12 for IPP, 0.34±0.15 for ISP and 0.34±0.15 for TC. These results indicate that the selection for fertility can be based on ISP and/or TC.

The phenotypic correlation estimates among growth traits were all positive, but of magnitude varying according to the traits involved. The phenotypic correlations involving birth weight and other growth traits were substantially lower than those among weights from weaning to maturity. The genetic correlation estimates were all positive and significant. These results indicate that the additive breeding values for weight for

age are influenced by the same set of genes e, moreover, that genic substitutions caused by selection, which result in heavier weight at one age, also would result in heavier weights at other ages, as correlated responses to selection.

The fertility traits were genetically and phenotypically correlated in a favorable manner. The estimates of phenotypic correlation were lower than their genetic counterparts, but were determined by both the genetic and the environmental components in equal parts.

Based on the estimates of phenotypic correlation between growth and fertility traits, it is concluded that there was a phenotypic antagonism between heavier weights and higher fertility, probably due to different levels of nutritional stress on both groups of traits. However, this phenotypic antagonism was determined mainly by the genetic causes. The genetic correlation estimates between growth and fertility traits followed the same pattern of variation of their phenotypic counterparts.

The relative contributions of the genetic and of the environmental causes, to the phenotypic correlations among growth and fertility traits, were determined by using the general equation for the phenotypic correlation. The genetic antagonism between heavier weights and higher fertility decreased as the ages increased, especially from weaning to 12 months, but remained up to maturity. The environmental antagonism decreased from birth to weaning, maintained itself constant up to 30 months of age, indicating synergism, and then came to exist again soon after the occurrence of the first calving, maintaining constant thereafter up to maturity.

The results obtained in this study with respect to genetic, phenotypic, residual and environmental correlations and their pattern of variation, indicate that the development of the phenotypes for size and fertility is modulated by a common system, through the canalization of the genetic and environmental factors, from which results a possible and balanced phenotypic combination, according to the environmental conditions to which the Canchim females were exposed to during their phases of growth and of reproduction. In general, the females with lower sensitivity to environmental stress from weaning to 18 months of age had a better performance in terms of fertility.

Finally, it is recommended that selection for higher fertility, in Canchim females raised on range conditions without supplemental feeding at the EMBRAPA-UEPAE São Carlos, should be based on the reproductive performance evaluated in at least two annual reproductive cycles. Moreover, it is suggested that complementary studies should be carried out to increase the scientific knowledge on the genetic antagonism between heavier weight for age and higher fertility, especially in the production conditions prevailing in the regions where the cow-calf operations are the most important economic activity of the beef cattle industry in Brazil.

## 8. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABASSA, K.P. Analysis of growth curve parameters of Gobra Zebu females in Senegal. *Trop. Anim. Health Prod.* 19:223-228, 1987. [3]
- AGASTI, M.K.; CHOUDHURY, G.; BANERJEE, G.C. & BANERJEE, T.K. Studies on certain aspects of parturition of Holstein x Marjara females at first calving. *Indian J. Anim. Sci.* 45(4): 183-185, 1975. [12]
- AHMAD, Z. & AHMAD, M.D. Effect of age at first calving on length of first dry period and calving interval in Sahiwal cows. *Agric. Pakistan* 25: 45-48, 1974. [15]
- ALENCAR, M.M. de. Parâmetros genéticos da viabilidade de bezerros em um rebanho Canchim. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 11: 681-694, 1982.
- ALENCAR, M.M. de. Estudos da interação touro x época de nascimento em um rebanho Canchim. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 14: 224-234, 1985.
- ALENCAR, M.M. de. Bovino-Raça Canchim: origem e desenvolvimento. EMBRAPA-UEPAE de São Carlos. Documentos, 4, 102p., 1986.
- ALENCAR, M.M. de & BARBOSA, P.F. Fertilidade de um rebanho Canchim criado em regime exclusivo de pasto. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 10: 89-102. 1981. [14]
- ALENCAR, M.M. de & BARBOSA, P.F. Fatores que influenciam os pesos de bezerros Canchim ao nascimento e à desmama. *Pesq. Agropec. Bras.* 17: 1535-1540, 1982. [1]
- ALENCAR, M.M. de & BUGNER, M. Estudo da idade ao primeiro parto de vacas da raça Canchim. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 15: 151-156, 1986. [4,5]
- ALENCAR, M.M. de; SILVA, A.H.G. da & BARBOSA, P.F. Efeitos da consanguinidade sobre o peso ao nascimento e peso à desmama de bezerros da raça Canchim. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 10: 156-172, 1981. [1,7,11]
- ALENCAR, M.M. de; BEOLCHI, E.A.; COSTA, J. L. da. & CUNHA, P.G. da. Herdabilidade da idade ao primeiro parto de vacas da raça Canchim. *Pesq. Agropec. Bras.* 17: 1233-1236, 1982. [4,5,12]

-----  
 (1) Os números entre colchetes indicam as Tabelas onde as respectivas estimativas foram sumarizadas.



- ALENCAR, M.M. de.; BEOLCHI, E. A.; COSTA, J.L. da & GUNHA, P.G. da. Intervalo entre partos de vacas Canchim. *Pesq. Agropec. Bras.* 19: 237-241, 1984. [4,5,13]
- ALENCAR, M.M. de; COSTA, J.L. da & CORRÊA, L. de A. Desempenho produtivo de fêmeas das raças Canchim e Nelore. 1. Desenvolvimento e puberdade. *Pesq. Agropec. Bras.* 22: 753-758, 1987.
- ALENCAR, M.M. de; JUNQUEIRA FILHO, A.A. & PARANHOS, N.E. Produção de leite em vacas da raça Canchim. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 14: 358-366, 1985.
- ALIM, K.A. Performance characteristics of American Brahman cattle in the Philippines. In: INT. CONGR. ANIM. REPROD. & A.I., 7., Munich, 1972. [12,13]
- AMBLE, V.N.; KRISHNAN, K.S. & SRIVASTAVA, J.S. Statistical studies on breeding data of Indian herds of dairy cattle. 1. Red Sindh at Hosur and Bangalore. *Indian J. Vet. Sci.* 28: 33-82, 1958. [12,13]
- ANAND, G.R. & BALAINE, D.S. Performance levels and inter-relationships among various reproductive traits in Holstein Friesian, Jersey and Marilana purebreds and some crossbred groups of dairy cattle. *Harvard Agric. Univ. J. Res.* 11(2): 278-286, 1981. [12]
- ANDERSEN, H. Investigation of the relationship between kg milk in the first and second calving and season. *Anim. Breed. Abstr.* 39: 876, 1971. [12]
- ANDERSEN, B.B.; FREDEEN, H.T. & WEISS, G.M. Correlated response in birth weight, growth rate and carcass merit under single trait selection for yearling weight in beef Shorthorn cattle. *Gen. J. Anim. Sci.* 54: 117-125, 1974.
- ANDERSON, D.C.; FLOWER, A.E.; WILLSON, F.S. & WINDECKER, G. Factors affecting cow weight. *Proc. Western Section American Soc. of Anim. Science.* 24: 1-5, 1973. [2]
- ARIAS, A.A.; IBARRA, J.C.; PANARID, C.A. & SLOBODZIAN, A. Crecimiento desde el nacimiento hasta la madurez de hembras Brahman, Hereford y sus cruas. Variaciones de peso estacionales. *Rev. Arg. Prod. Anim.* 8 (11-12): 695-706, 1986. [2]
- ARIJE, G.F. & WILTBANK, J.N. Age and weight at puberty in Hereford heifers. *J. Anim. Sci.* 33: 401-406, 1971.
- AROEIRA, J.A. D.C. & ROSA, A.N. Desempenho reprodutivo de um rebanho Nelore criado no Planalto Sul-Matogrossense. *Pesq. Agropec. Bras.* 17: 337-343, 1982. [15]

- ARP, S.C.; OWENS, F.N.; ARMBRUSTER, S.L. & SCHMIDT, D. Effect of animal density, coat color and heat stress on performance of feedlot steers. Oklahoma Agric. Exp. Sta. Res. Rep. MP - 114: 78-81, 1983.
- AZZAM, S.M. & NIELSEN, M.K. Genetic parameters for gestation length, birth date and first breeding date in beef cattle. J. Anim. Sci. 64: 348-356, 1987. [12,14]
- BAKER, J.F. Evaluation of genotype-environment interactions in beef cattle production systems using a computer simulation model. Ph.D. Dissertation. College Station, Texas A&M University, 1982.
- BALIEIRO, E.S. Herança e meio como causas de variação de idade à primeira fecundação e do intervalo entre partos em vacas da raça Guzerá. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária, 1976, 92p. [12,13]
- BALIEIRO, E. S.; CARNEIRO, G.G.; SALVO, A.E.W. & SILVA, H.M. Eficiência reprodutiva de um rebanho Guzerá explorado para leite. Arg. Esc. Vet. UFMG. 33: 489-495, 1981. [4,5]
- BARBIN, D. A herdabilidade do peso aos deztois meses do gado Canchim. Tese de Doutorado. Piracicaba, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1969.
- BARBOSA, P.F. Genetic and environmental factors affecting growth characters of Charolais cattle in southeastern Brazil. M.S. Thesis. College Station, Texas A&M University, 1982, 133p. [10]
- BARBOSA, P.F. Influência de fatores genéticos e de ambiente no peso ao parto de vacas da raça Canchim. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, Campo Grande, MS, Anais... p.305, 1986a. [1,2]
- BARBOSA, P.F. Causas de variação no peso de vacas da raça Canchim à desmama do bezerro. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais... p.306, 1986b. [1,2]
- BARBOSA, P.F. Cruzamentos para produção de carne bovina no Brasil. In: Bovinicultura de corte, pp. 1-45. Piracicaba, Sociedade Brasileira de Zootecnia/FEALQ, 1990a. [4,5]
- BARBOSA, P.F. Heterose, retenção de heterose e efeitos da recombinação em sistemas de cruzamento de bovinos. Exame Geral de Qualificação. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1990b.
- BARBOSA, P.F. & BARBOSA, R.T. Causas da variação na eficiência reprodutiva de um rebanho mestiço de Holandês em Alfenas, Sul de Minas Gerais. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais... p. 293, 1986. [4,5]

- BARBOSA, P.F. & DUARTE, F.A.M. Crossbreeding and new beef cattle breeds in Brazil. *Rev. Bras. Genet.* 12,3 - Supplement: 257-301, 1989. [4,5]
- BARBOSA, P.F.; PACKER, I.U. & SILVA, A.H.G. da. Causas de variação sobre o crescimento até os 30 meses de animais da raça Canchim. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 18., Curitiba, PR, Anais...p. 128, 1979.
- BARBOSA, P.F.; SILVA, A.H.G. da. & PACKER, I.U. Causas de variação de pesos e ganhos de peso em fêmeas da raça Canchim. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 17., Fortaleza, CE, Anais...p. 167, 1980. [1,7,11]
- BARBOSA, P.F.; DUARTE, F.A.M.; ALENCAR, M.M.; OLIVEIRA, F.T.T. & NOVAES, A.P. Estimativas de parâmetros genéticos entre cor da pelagem e características de crescimento em fêmeas da raça Canchim. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 28., João Pessoa, PB, Anais...p.545, 1991.
- BARLOW, R. Biological ramifications of selection for preweaning growth in cattle: a review. *Anim. Breed. Abstr.* 46: 469-494, 1978.
- BASU, S.B. & GHAI, A.S. Inheritance of age at first calving and its correlation with first lactation milk production in crossbred cattle. *Indian J. Dairy Sci.* 30: 63-65, 1977. [12]
- BECKER, W.A. *Manual of Quantitative Genetics*, 4th ed. Pullman, Academic Enterprises, 1984.
- BELTRAN, J.J. *Genetic and phenotypic aspects of early growth in Brahman cattle*. M.S. Thesis. Gainesville, University of Florida, 1978.
- BENYSHEK, L.L. & MARLOWE, T.J. Relationship between Hereford cow weight and progeny performance. *J. Anim. Sci.* 37: 406-409, 1973. [9,16]
- BEOLCHI, E.A. & CUNHA, P. G. da. A idade por ocasião do primeiro parto, de novilhas cruzadas (5/8 Charolês-Zebu) e Canchim, em regime de criação extensiva. *B. Indústria Anim.* 34: 217-221, 1977. [4]
- BERGMANN, J.A.G. *Efeitos de meio e estimativas de parâmetros genéticos em características ponderais de animais Nelore*. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária da UFMG, 1982, 93p. [10]
- BERGMANN, J.A.G. Fatores genéticos e ambientes associados ao desenvolvimento ponderal em animais zebus: Avaliação de reprodutores. *Inf. Agropec.* 10(112): 72-80, 1984. [10]

- BHADAURIA, S.S. & DAVE, B.K. Factors affecting age at first calving in Jersey cattle. *Indian J. Anim. Prod. Management* 2: 7-10, 1986. [12]
- BHATNAGAR, D.S.; TANEJA, V.K.; BASU, S.B. & MURTHY, K.M.K. Genetic parameters for some economic traits in Sahiwal cattle. *Indian J. Dairy Sci.* 36: 402-406, 1983. [12,13,15]
- BODISCO, V.; VERDE, O. & WILCOX, C.J. Production and reproduction in a population of Brown Swiss cattle. *Anim. Breed. Abstr.* 40: 243, 1972. [12,13]
- BODISCO, V.; SOSA, G.; HERRERA, M. E. & GARCIA, E. Reproducción de vacas mestizas de Pardo Sulzo en los años 1971 y 1972. *Agronomía Tropical* 25: 549-560, 1975. [13]
- BOOMER, W.F. & PARSONS, P.A. Linkage and recombination in evolution. *Adv. Genet.* 11: 1-100, 1962.
- BOHREN, B.B.; MCKEAN, H.E. & YAMADA, Y. Relative efficiencies of heritability estimates based on regression of offspring on parent. *Biometrics* 17: 481-491, 1961.
- BONSMMA, J.C. Breeding cattle for increased adaptability to tropical and subtropical environments. *J. Agric. Sci.* 39: 204-221, 1949.
- BONSMMA, J.C. & PRETORIUS, A. J. Influence of colour and coat cover on adaptability of cattle. *Farming South Africa* 18: (203): 101-120, 1943.
- BOURDON, R.M. & BRINKS, J.S. Genetic, environmental and phenotypic relationships among gestation length, birth weight, growth traits and age at first calving in beef cattle. *J. Anim. Sci.* 55: 543-553, 1982. [12,17]
- BOURDON, R.M. & BRINKS, J.S. Calving date versus calving interval as a reproductive measure in beef cattle. *J. Anim. Sci.* 57: 1412-1417, 1983.
- BRINKS, J.S.; CLARK, R.T. & RICE, F.J. Estimation of genetic trends in beef cattle. *J. Anim. Sci.* 20: 903, 1961.
- BRINKS, J.S.; CLARK, R.T.; KIEFFER, N.M. & QUESENBERRY, J.R. Mature weight in Hereford range cows: heritability, repeatability and relationship to calf performance. *J. Anim. Sci.* 21: 501-504, 1962. [2,9]
- BRINKS, J.S.; CLARK, R.T.; KIEFFER, N.M. & URICK, J.J. Estimates of genetic, environmental and phenotypic parameters in range Hereford females. *J. Anim. Sci.* 23: 711-718, 1964. [2,9]

- BRINKS, J.S.; CLARK, R.T. & KIEFFER, N.M. Evaluation of response to selection and inbreeding in a closed line of Hereford cattle. Washington, DC, USDA-ARS Technical Bulletin 1323, 38 p., 1985.
- BROWN, D.L. The Nguni breed of cattle. III. Yield and composition of milk, haemoglobin and phosphate blood levels, coat colour and skin characteristics. *Emph. J. Exp. Agric.* 29: 88-99, 1981.
- BROWN, J.E.; BROWN, C.J. & BUTTS, W.T. A discussion of the genetic aspects of weight, mature weight and rate of maturing in Hereford and Angus cattle. *J. Anim. Sci.* 34: 525-537, 1972. [3,9]
- BROWN, L.O.; DURHAM, R.M.; COBB, E. & KNOX, J.N. An analysis of the components of variance in calving intervals in a range herd of beef cattle. *J. Anim. Sci.* 13: 511-516, 1954. [13]
- BUDDENBERG, B.J.; BROWN, C.J.; JOHNSON, Z.B.; DUNN, J.E. & PETERSON, H.P. Heritability estimates of pregnancy rate in beef cows under natural mating. *J. Anim. Sci.* 67: 2589-2594, 1989. [12,14]
- BUDDENBERG, B.J.; BROWN, C.J. & BROWN, A.H. Heritability estimates of calving date in Hereford cattle maintained on range under natural mating. *J. Anim. Sci.* 68: 70-74, 1990. [12]
- BUTTRAM, S.T. & WILLHAM, R.L. Size and management effects on reproduction in first-, second- and third-parity beef cows. *J. Anim. Sci.* 67: 2191-2196, 1989. [2]
- BUTTS, W.T.; JR.; McCURLEY, J.R. & BOVARD, K.P. Growth patterns of Angus, Hereford and Shorthorn cattle. II. Relationship of growth patterns of dams with progeny performance. *J. Anim. Sci.* 59: 1205-1212, 1984. [18]
- CAMARGO, A.P. de. *Agrometeorologia*. Pinhal, Diretório Acadêmico "Tarso Dutra", 1972, 166p. (Mimeo).
- CAMPOS, F.A. *Alguns aspectos da eficiência reprodutiva no rebanho Nelore da Estação Experimental de Uberaba*. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária, 1974, 57p. [4]
- CAMPOS, J.M.S.; MILAGRES, J.C.; TORRES, R.A. & CASTRO, A.C.G. Estimativas da repetibilidade e da herdabilidade da idade ao primeiro parto, intervalo de partos e do período de lactação em um sistema de produção de leite, na micro-região de Viçosa, Estado de Minas Gerais. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 25., Viçosa, MG, Anais... p.228, 1988. [12,13]
- CANTET, R.J.C.; KRESS, D.D.; ANDERSON, D.C.; DOORNBOS, D.E. & TROWBRIDGE, D.D. Factors affecting weights and weight changes of Hereford cows in a range environment. *Proc. West. Sect. Am. Soc. Anim. Sci.* 35: 87-89, 1984. [2,9]

- CARDOSO, V.L.; FREITAS, M.A.R.; OLIVEIRA FILHO, E.B. & LÔBO, R.B. Parâmetros genéticos de características reprodutivas de um rebanho da raça Holandêsa Preta e Branca. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 21., Belo Horizonte, MG, Anais...p.48, 1984. [13]
- CARNEIRO, G.G. & LUSH, J.L. Reproductive rates and growth of purebred Brown Swiss cattle in Brazil. *J. Dairy Sci.* 37: 1145-1157, 1954. [2]
- CARNEIRO, G.G. & PEREIRA, C.S. Efeito da época de nascimento e da herança sobre o peso de bezerros Guzerá à desmama. *Memória ALPA* 3: 77, 1988. [8]
- CARNEIRO, G.G.; BROWN, P.P. & MEMÓRIA, J.M.P. Taxas de reprodução em zebus. *Rev. Criadores* 28(315): 24-25, 1958. [4]
- CARNEIRO, G.G.; BROWN, P.P. & MEMÓRIA, J.M.P. Aspectos da função reprodutiva do gado Zebu. *Arg. Esc. Vet. UFMG* 11:81-88, 1958. [13]
- CARNEIRO, G.G.; PEREIRA, C.S.; TORRES, J.R.; MIRANDA, J.J.F. & PEREIRA, J.C.C. Heritabilidade de peso de novilhas Zebus em recria na área de cerrados em Minas Gerais. *Arg. Esc. Vet. UFMG* 24: 189-196, 1972. [8]
- CARNEIRO, G.G.; MIRANDA, J.J.F.; BERGMANN, J.A.G.; FONSEGA, C.G. da; PEREIRA, C.S. & SALVO, A.E.W. Fatores ambientes e genéticos associados a pesos de animais da raça Guzerá do nascimento aos 18 meses de idade. 2. Pesos aos 365 e 550 dias de idade. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 21., Belo Horizonte, MG, Anais...p. 38, 1984. [8]
- CARPENTER, J.A.; BROWN, J.E. & FITZHUGH, H.A., JR. Growth curve parameters and productivity of beef cows. *J. Anim. Sci.* 32: 374, 1971.
- CARPENTER, J.A., JR; FITZHUGH, H.A., JR; CARTWRIGHT, T.C. & THOMAS, R.C. Relationships between performance and mature size of beef cows. *J. Anim. Sci.* 37: 231, 1973.
- CARPENTER, J.A., JR; FITZHUGH, H.A.; CARTWRIGHT, T.C.; THOMAS, R. C. & MELTON, A.A. Principal components for cow size and shape. *J. Anim. Sci.* 46: 370-375, 1978. [2]
- CARTWRIGHT, T.C. Selection criteria for beef cattle for the future. *J. Anim. Sci.* 30: 706-711, 1970.
- CARTWRIGHT, T.C. Net effects of genetic variability on beef production systems. *Genetics* 28: 541-561, 1974.
- CARTWRIGHT, T.C. & FITZHUGH, H.A., JR. Optimal utilization of genetic variability for different socio-economic and production environments. In: WORLD CONGRESS ON SHEEP AND BEEF CATTLE BREEDING, 3., Paris, France, Proc...p. 23-42, 1988.

- CHEVERUD, J.M. Quantitative genetics and developmental constraints on evolution by selection. *J. Theoret. Biol.* 110: 155-171, 1984.
- CHEVERUD, J.M. A comparison of genetic and phenotypic correlations. *Evolution* 42: 958-968, 1988.
- CHOUDHURI, G.; KOLEY, N. & SAHOO, A.K. Genetic studies on the weight at first calving in Jersey-Hariana crossbred cows in relation to the traits of milk production and reproduction. *Experimental Genetics* 4: 24-27, 1988. [13]
- CORRÊA, M.P. Dicionário das Plantas Úteis do Brasil. Rio de Janeiro, Imprensa Nacional, vol.1, p. 368, 1926.
- COSTA, C.N.; MILAGRES, J.C.; SILVA, M.A.; GARCIA, J.A.; CASTRO, A.C.G. & REIS, A.N. Fatores genéticos e de meio na produção de leite e eficiência reprodutiva de um rebanho Holandês. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 18., Goiânia, GO, Anais...p.276, 1981. [13]
- CROAK-BROSSMAN, S.J.; MARTIN, T.G. & NELSON, L.A. Lifetime productivity of purebred and crossbred cows of Angus and Milking Shorthorn parentage: weights and scores. *J. Anim. Sci.* 59: 1451-1458, 1984. [2]
- CROTTY, R. Cattle, Economics and Development. Farnham Royal, Commonwealth Agricultural Bureaux, 1980, 253p.
- CRUZ, V.A.O. Genetic and environmental parameters of production in Brahman cattle. Ph.D. Dissertation. Gainesville, University of Florida, 1972. [13,14]
- CUBAS, A.C. Interação touro x sexo para os pesos à desmama e aos 12 meses e ganho de peso da desmama aos 12 meses de bezerras da raça Nelora. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária da UFMG, 1978. [8]
- DADLANI, H.V. & CHANDIRAMANI, S.V. Genetic studies on first calving interval and second lactation yield in a Hariana herd. *Indian J. Dairy Sci.* 21: 244-248, 1968. [13]
- DANASOURI, M.S. & BAYOUMI, M.S. Age at first calving and its effect on first lactation period, first dry period, first calving interval and first milk yield. *Indian J. Dairy Sci.* 15: 131, 1962. [15]
- DASS, S.K.; BHATNAGAR, D.S. & GURNANI, M. Relative importance of the factors affecting age at first calving in Tharparkar cattle. *Indian Vet. J.* 48: 1241-1248, 1971. [12]
- DAVENPORT, R.L.; STONAKER, H.H.; SUTHERLAND, T.M. & RIDDLE, K.H. Heritability of reproductive performance in cows. *J. Anim. Sci.* 18: 1493, 1959. [14]

- DAVIS, M.E.; RUTLEDGE, J.J.; CUNDIFF, L.V. & HAUSER, E.R. Life cycle efficiency of beef production: cow efficiency ratios for progeny weaned. *J. Anim. Sci.* 57: 832-851, 1983. [2]
- DAWSON, W.M.; COOK, A.C. & KNAPP, B.J., JR. Milk production of beef cows. *J. Anim. Sci.* 18: 502-508, 1960.
- 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: 1032-1040, 1973. [14]
- DEARBORN, D.D.; GREGORY, K.E.; CUNDIFF, L.V. & KOCH, R.M. Heterosis and breed maternal and transmitted effects in beef cattle. V. Weight, height and condition score of females. *J. Anim. Sci.* 64: 708-713, 1987.
- DEESE, R.E. & KOGER, M. Heritability of fertility in Brahman and crossbred cattle. *J. Anim. Sci.* 26: 984-987, 1967. [14]
- DeNISE, R.S.K. & BRINKS, J.S. Genetic and environmental aspects of the growth curve parameters in beef cows. *J. Anim. Sci.* 61: 1431-1440, 1985. [3,9]
- DeNISE, R.S.K.; BRINKS, J.S.; RICHARDSON, G.V. & SUTHERLAND, T.M. Relationships among the growth curve parameters and selected productivity traits in beef cows. *J. Anim. Sci.* 57(Supplement 1): 149, 1983. [17]
- DESHPANDE, K.S. & INGOLE, G.K. A new method of estimating breeding efficiency in Friesian x Sahiwal crossbreds. *Indian J. Anim. Sci.* 56: 889-891, 1986. [14,15]
- DIAS, D.S.O. Avaliação dos efeitos de melo e estimativas de parâmetros genéticos de crescimento pré e pós-desmama em fêmeas da raça Guzerá. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária, UFMG, 1983, 90p. [8]
- DICKERSON, G.E. Experimental approaches in utilizing breed resources. *Anim. Breed. Abstr.* 37: 191-202, 1969.
- DICKERSON, G.E. The choice of selection objectives in meat-producing animals. In: Lister, D.N.; Rhodes, V.R.; Fowler, V.R. & Fuller, M.F.(ed.) Meat Animals: Growth and Productivity, pp. 448-462. New York, Plenum Press, 1976.
- DICKERSON, G.E. Animal size and efficiency: basic concepts. *Anim. Prod.* 27: 367-379, 1978.
- DUARTE, F.A.M. Estudo da curva de crescimento de animais da raça "Nelore" (*Bos taurus indicus*) através de cinco modelos estocásticos. Tese de Livre Docência. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1975, 284p. [3,9]
- DUNBAR, R.S., JR. & HENDERSON, C.R. Heritability of fertility in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 36: 1063-1071, 1953. [13]



- DUTT, M. & SINGH, B.P. Time trend and heritability estimates of age at first calving of a Mariana herd of Uttar-Pradesh. *Indian J. Anim. Health* 11: 83-89, 1972. [12]
- DUTT, M. & TOMAR, S.P.S. Effect of nongenetic factors on inheritance of age at first calving in Mariana cattle. *Indian J. Anim. Sci.* 42: 333-336, 1972. [12]
- DUTT, M.; SHARMA, R.C.; TOMAR, S.P.S. & SINGH, B.P. Analysis of a Tharparker herd of Uttar-Pradesh. *Indian Vet. J.* 51: 583-590, 1974. [15]
- ELER, J.P. Avaliação dos efeitos genéticos direto e materno em características ponderais de bovinos da raça Nelore criados no Estado de São Paulo. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1987, 115p.
- EL-KHIDIR, O.A.; KHALIFA, H.A.A.; KHALAFALLAH, A.M. & GALILI, E.S.E. A study of some economic traits in a herd of Kenana cattle (Northern Sudan Zebu). II. Age at first calving and effects of improved nutrition on body development and sexual maturity. *J. Anim. Breed. Genetics* 6: 210-220, 1979. [12]
- EMBRAPA. Programa Nacional de Pesquisa em Gado de Corte. Campo Grande, MS (CNPGC, Documentos, 15), 1984.
- ENCYCLOPEDIA E DICCIONÁRIO INTERNACIONAL. Rio de Janeiro: W.M. Jackson (ed.), 20 vol., v.4, pp. 1937-2536, s.d.
- FABREGUE, P. & GASTINEL, P.L. Contrôle de reproductivité, développement et amélioration génétique en race Charolaise. *Élevage et Insémination* 145: 13-30, 1975. [14]
- FAHMY, M.H. & LALANDE, G. Genetic and environmental trends in preweaning performance of beef Shorthorn calves. *Gen. J. Anim. Sci.* 53: 637-640, 1973.
- FALCONER, D.S. Introduction to Quantitative Genetics. New York, Oliver & Boyd, 1960, 365p.
- FALCONER, D.S. Introduction to Quantitative Genetics, 2nd ed. London, Longman, 1981, 340p.
- FALCONER, D.S. Introduction to Quantitative Genetics, 3rd ed. New York, John Wiley & Sons, 1989, 438p.

- FALCONER, D.S. Selection in different environments: effects on environmental sensitivity (reaction norm) and on mean performance. *Genet. Res. Camb.* 56: 57-70, 1990.
- FERRANDO, C.A. & NAMUR, P. Resultados parciales obtenidos con la raza Criollo Argentina en el campo "Las Vizcacheras". *Rev. Arg. Prod. Anim.* 4: 85-92, 1984. [2]
- FERREL, C.L. & JENKINS, T.G. Cow type and nutritional environment: nutritional aspects. *J. Anim. Sci.* 61: 725-741, 1985.
- FINCH, V.A. & WESTERN, D. Cattle colors in pastoral herds: natural selection or social preference? *Ecology* 58: 1384-1392, 1977.
- FISS, C.F. & WILTON, J.W. Effects of breeding system, cow weight and milk yield on reproductive performance in beef cattle. *J. Anim. Sci.* 67: 1714-1721, 1989.
- FISS, C.F. & WILTON, J.W. Contribution of breed, cow weight and milk yield to the biological characteristics of beef breeding systems. In: Centre for Genetic Improvement of Livestock, University of Guelph, *Annual Res. Report* p.23, 1990.
- FITZHUGH, H.A., JR. Analysis of growth curves and strategies for altering their shape. *J. Anim. Sci.* 42: 1036-1051, 1976.
- FITZHUGH, H.A., JR. & TAYLOR, S.C.S. Genetic analysis of degree of maturity. *J. Anim. Sci.* 33: 717-725, 1971. [2]
- FITZHUGH, H.A., JR.; CARTWRIGHT, T.C. & TEMPLE, R.S. Genetic and environmental factors affecting weight of beef cows. *J. Anim. Sci.* 26: 991-1001, 1967. [2,9]
- FRAHM, R.R. & MARSHALL, D.M. Comparisons among two-breed cross cow groups. I. Cow productivity and calf performance to weaning. *J. Anim. Sci.* 61: 844-855, 1985. [2]
- FRAHM, R.R.; NICHOLS, C.G. & BUCHANAN, D.S. Selection for increased weaning or yearling weight in Hereford cattle. *J. Anim. Sci.* 60: 1373-1395, 1985.
- FREITAS, A.F. de.; MILAGRES, J. C. & DURÃES, M.C. Intervalo de partos e produo de leite por dia de intervalo de partos de vacas leiteiras mestias. In: REUNIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 25., Viosa, M.G., Anais...p.229, 1988. [12,13]
- FRISCH, J.E. Changes occurring in cattle as a consequence of selection for growth rate in a stressful environment. *J. Agric. Sci.* 96: 23-38, 1981.

- FRISCH, J.E.; MUNRO, R.K. & O'NEILL, C.J. Some factors related to calf crops of Brahman, Brahman crossbred and Hereford x Shorthorn cows in a stressful environmental. *Anim.Reprod.Sci.* 15: 1-26, 1987.
- GALINA, C.S. & ARTHUR, G.H. Review of cattle reproduction in the tropics. 1. Puberty and age at first calving. *Anim.Breed.Abstr.* 57: 583-590, 1989a. [4,5]
- GALINA, C.S. & ARTHUR, G.H. Review of cattle reproduction in the tropics. 2. Parturition and calving intervals. *Anim.Breed.Abstr.* 57: 679-886, 1989b. [4,5]
- GANDHI, R.S. & GURNANI, M. Correlated response in lifetime production on the basis of index value in Sahiwal cattle. *Indian J.Anim.Sci.* 59: 1153-1157, 1989. [15]
- GOPAL, D. & BHATNAGAR, D.S. Effect of age at first calving and first lactation yield on life time production in Sahiwal cattle. *Anim.Breed.Abstr.* 41: 438, 1973. [12]
- GOWEN, J.W. On the genetic constitution of Jersey cattle, as influenced by inheritance and environment. *Genetics* 18: 415-440, 1933. [9]
- GREGORY, K.E.; TRAIL, J.C.M.; MARPLES, H.J.S. & KAKONGE, J. Characterization of breeds of *Bos indicus* and *Bos taurus* cattle for maternal and individual traits. *J.Anim.Sci.* 60: 1165-1174, 1985. [2]
- GREGORY, K.E.; GUNDIFF, L.V. & KOCH, R.M. Germ plasm utilization in beef cattle. Roman L. Hruska Meat Animal Research Center, Clay Center, NE, *Beef Res. Progress Rep.* 3: 9-16, 1988.
- GUARAGNA, G.P. Eficiência reprodutiva do rebanho Mantiqueira da Estação Experimental de Zootecnia de Pindamonhangaba. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 25., Viçosa, MG, Anais... p.228, 1988. [12,13]
- GUHA, M.; GUPTA, S.; MOULICK, S. K. & BHATTACHARYA, S. Factors affecting age at first calving in Hariana cattle. *Indian J.Dairy Sci.* 21: 57-61, 1968. [12]
- GUIMARÃES, F.M.S. Noções de Climatologia. III. Classificação de climas. *Boletim Geográfico* 26: 250, 1945.
- GUPTA, S.C. & BHATNAGAR, D.S. A note on genetic association amongst different productive and reproductive traits in Tharparkar cows. *Indian J.Anim.Sci.* 49: 383-385, 1979. [15]
- HAFEZ, E.S.E. *Adaptación de los animales domesticos.* Barcelona, Ed. Labor, 1973, 563p.
- HAHN, J. Inheritance of fertility in cattle inseminated artificially. *J.Dairy Sci.* 52: 420, 1969. [15]

- HARGROVE, G.L.; SALAZAR, J.J. & LEGATES, J.E. Relationship among first lactation and lifetime measurements in a dairy population. J. Dairy Sci. 52: 651-656, 1969.
- HARRIS, D.L. Expected and predicted progress from index selection involving estimates of population parameters. Biometrics 20: 46-72, 1964.
- HARRIS, R.J.; FRANKE, D.E. & McRAE, T.O. Factors that affect certain reproductive traits in beef cattle. Baton Rouge, Louisiana State University, Livestock Producers' Day Report 20: 111-114, 1980.
- HARVEY, W.R. User's Guide for Least-squares and Maximum Likelihood Computer Program. Columbus, Ohio State University, 1977. (Mimeo.).
- HAYS, W.G. & BRINKS, J.S. Relationship of weight and height to beef cow productivity. J. Anim. Sci. 50: 793-799, 1980.
- HEGADE, M.E. & BHATNAGAR, D.S. Life time performance of different genetic groups of Brown Swiss crossbred cows. Indian J. Dairy Sci. 38(4): 321-328, 1985.
- HETZEL, D.J.S. Comparative productivity of the Brahman and some indigenous Sanga and Bos indicus breeds of East and Southern Africa. Anim. Breed. Abstr. 58: 243-255, 1988. [2]
- INGHIOSA, M.A. & PFAU, K.O. The influence of dams and sires upon the breeding efficiency of their daughters within a Holstein-Friesian herd. J. Dairy Sci. 37: 667, 1954. [13]
- IRGANG, R.; DILLARD, E.U.; TESS, M.W. & ROBISON, O. W. Selection for weaning weight and postweaning gain in Hereford cattle. J. Anim. Sci. 60: 1133-1155, 1985.
- ITULYA, S.B.; RAY, D.E.; ROUBICECK, C.B. & BENSON, C.R. Genetic parameters, maternal ability and related selection criteria for unsupplemented Hereford range cows. J. Anim. Sci. 64: 1630-1637, 1987. [17]
- JANSON, L. Studies on fertility traits in Swedish dairy cattle. I. Effects of non-genetic factors. Acta Agric. Scand. 30: 109-124, 1980a. [14]
- JANSON, L. Studies on fertility traits in Swedish dairy cattle. II. Genetic parameters. Acta Agric. Scand. 30: 427-436, 1980b. [14]
- JEFFERY, H.B. & BERG, R.T. An evaluation of several measurements of beef cow size as related to progeny performance. Can. J. Anim. Sci. 52: 23-37, 1972. [18]

- JINKS, J.L. & CONNOLLY, V. Selection for specific and general response to environmental differences. Hereditas 30: 33-40, 1973.
- JINKS, J.L. & POONI, H.S. The genetic basis of environmental sensitivity. In: Weir, B.S.; Eisen, E.J.; Goodman, M.M. & Namkoong, G. (ed.) Proceedings of Second International Conference on Quantitative Genetics, pp. 505-522. Sunderland, Mass., Sinauer, 1988.
- JOHANSSON, I. & RENDEL, J. Genetics and Animal Breeding. Edinburgh, Oliver & Boyd, 1968, 489p. [19]
- JOHAR, K.S. & TAYLOR, C.M. Calving interval in Sahiwal and Red Sindhi cows. J.N.K.V.V. Res. J. Mhow 1: 44-47, 1967. [13]
- JOYNER, S.P. SUGI Supplemental Library User's Guide. Cary, N.C.: SAS Institute Inc., 1983, 402p.
- KALM, E.; PABST, W.; LINDHE, B. & LANGHOLZ, H.J. Estimation of breeding values of beef bulls - Hereford and Charolais - based on data from the field recording scheme in Sweden. Livestock Prod. Sci. 5: 379-403, 1978.
- KAUL, S.K.; TANEJA, V.K. & BHAT, P.N. Studies in crossbred cattle. IV. Age at first fertile service. Indian J. Anim. Prod. 4: 9-16, 1973. [12,17]
- KELLER, D.G. Milk production in cattle cows and its influence on calf gains. Can. J. Anim. Sci. 60: 1-9, 1980.
- KING, V.L.; DENISE, S.K.; ARMSTRONG, D.V.; TORABI, M. & WIERSMA, F. Effects of a hot climate on the performance of first lactation Holstein cows grouped by coat color. J. Dairy Sci. 71: 1093-1096, 1988.
- KLOSTERMAN, E.W. Beef cattle size for maximum efficiency. J. Anim. Sci. 34: 875-880, 1972.
- KOCH, R.M.; GREGORY, K.E. & CUNDIFF, L.V. Selection in beef cattle. J. Anim. Sci. 39: 449-470, 1974.
- KOCH, R.M.; DIKEMAN, M.E.; ALLEN, D.M.; MAY, M.; CROUSE, J.D. & CAMPION, D.R. Characterization of biological types of cattle. III. Carcass composition, quality and palatability. J. Anim. Sci. 43: 48-62, 1976.
- KOCH, R.M.; DIKEMAN, M.E. & CROUSE, J.D. Characterization of biological types of cattle (Cycle III). III. Carcass composition, quality and palatability. J. Anim. Sci. 54: 35-45, 1982.
- KOCH, R.M.; DICKERSON, G.E.; CUNDIFF, L.V. & GREGORY, K.E. Heterosis retained in advanced generations of crosses among Angus and Hereford cattle. J. Anim. Sci. 60: 1117-1132, 1985.

- KOCH, R.M.; CUNDIFF, L.V. & GREGORY, K.E. Beef cattle breed resource utilization. *Rev. Bras. Genet.* 12, 3 - Supplement: 55-80, 1989.
- KRESS, D.D.; DOORNBOS, D.E. & ANDERSON, D.C. Performance of crosses among Hereford, Angus and Simmental cattle with different levels of Simmental breeding. V. - Calf production, milk production and reproction of three to eight-year-old dams. *J. Anim. Sci.* 68: 1910-1921, 1980. [2]
- KUMAR, S. Genetic and phenotypic relationships among various measures of reproductive performance in Hariana and Tharparkar cows. *Indian J. Anim. Sci.* 52: 150-155, 1982. [15]
- KUMAR, S. & BHAT, P.N. Reproductive performance of Hariana cattle. *Indian J. Anim. Sci.* 48: 1001-1008, 1979. [12,13]
- LASTER, D.B.; SMITH, G.M. & GREGORY, K.E. Characterization of biological types of cattle. IV. Postweaning growth and puberty of heifers. *J. Anim. Sci.* 43: 69-70, 1976.
- LEDIC, I.L. Efeitos de meio e estimativas de parâmetros genéticos do crescimento pré-desmama de bezerros da raça Tabapuã. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária, UFMG, 1983, 125p. [10]
- LEDIC, I.L.; OLIVEIRA, H.N. & MIRANDA, J.J.F. Idade ao primeiro parto de vacas Gir leiteiras: fatores ambientais e genéticos. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais...p.287, 1986. [12]
- LEITE, P.R.M.; BELLIDO, M.M.; PACA, F.R.; TORRE, G.L. & CARRION, T.L. Alguns fatores que influenciam o período de gestação, intervalo entre partos e data de partição de vacas Gir no nordeste brasileiro. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 17., Fortaleza, CE, Anais...p. 151, 1980. [4]
- LELLO, J. & LELLO, E. Lello Universal: Dicionário Enciclopédico Luso-Brasileiro. Porto, Lello & Irmão, V.1, 1949, 699p.
- LEMS, A.M. Estudo genético da tolerância ao calor e sua relação com os aspectos reprodutivos e produtivos em bovinos da raça Pitangueiras. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina/USP, 1986, 165p. [4]
- LICKLEY, G.R.; STONAKER, H.H.; SUTHERLAND, T.M. & RIDDLE, K.H. Relationship between mature size, daily gain, and efficiency of feed utilization in beef cattle. *Proc. West. Sect. Am. Soc. Anim. Prod.* 11: 9, 1960. [9]

- LIMA, F.P. Parâmetros importantes para a criação do Nelore do século XXI. In: ENCONTRO DE PESQUISADORES EM MELHORAMENTO GENÉTICO E CRIADORES DE NELORE, 1., Associação dos Criadores de Nelore do Brasil, Ribeirão Preto, SP, Anais..., 1990.
- LINDLEY, G.E.; EASLEY, G.T.; WHATLEY, JR., J.A. & CHAMBRES, D. A study of the reproductive performance of a purebred Hereford herd. J.Anim.Sci. 17: 336-342, 1958. [13]
- LISBOA, S.R. & FERNANDES, L.C.O. Efeito do tamanho corporal na fertilidade, da primeira e segunda estação de monta, e na produtividade de fêmeas cruzas Charolês. Rev.Soc.Bras. Zoot. 16: 204-214, 1987. [2]
- LÔBO, R.B. Estudo genético da performance reprodutiva e produtiva de bovinos Pitangueiras. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1976. [12]
- LÔBO, R.B. Métodos de avaliação de parâmetros fenotípicos e genéticos em bovinos da raça Pitangueiras. Tese de Livre Docência. São Paulo, Fac.Med.Vet.Zoot/USP, 1980. [14]
- LÔBO, R.B. & DUARTE, F.A.M. Contribuição para o estudo genético da idade ao primeiro parto de vacas Pitangueiras. II. Parâmetros genéticos e fenotípicos. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 18., Goiânia, GO, Anais...p.288, 1981. [12]
- LÔBO, R.B. & REIS, J.C. New dairy cattle breeds in Brazil. Rev. Brasil. Genet. 12, 3 - Supplement 303-320, 1989. [12,13,14]
- LÔBO, R.B.; OLIVEIRA FILHO, E.B.; DUARTE, F.A.M.; GONÇALVES, A.A.M. & RAMOS, A. A. Effects of age at first calving, gestation length and dry period on milk yield in a Gyr herd. Rev. Brasil. Genet. 6: 307-318, 1983. [12]
- LÔBO, R.B.; REIS, J.C.; DUARTE, F.A.M. & WILCOX, G.J. Reproductive performance of Pitangueiras cattle in Brazil. Rev. Brasil. Genet. 11: 51-61, 1988. [12]
- LONG, C.R.; CARTWRIGHT, T.C. & FITZHUGH, H.A., JR. Systems analysis of sources of genetic and environmental variation in efficiency of beef production: cow size and herd management. J.Anim.Sci. 40: 409-420, 1975.
- LUSH, J.L. Animal Breeding Plans, 3rd ed. Ames, Iowa State University Press, 1945, 443p.
- MackINNON, M.J.; HETZEL, D.J.S. & TAYLOR, J.F. Genetic and environmental effects on the fertility of beef cattle in a tropical environment. Aust.J.Agric.Res. 40: 1085-1097, 1989.
- MackINNON, M.J.; HETZEL, D.J.S.; CORBET, N.J.; BRYAN, R.P. & DIXON, R. Correlated responses to selection for cow fertility in tropical beef herds. Anim. Prod. 50: 417-424, 1990.

- MacNEIL, M.D.; CUNDIFF, L.V.; DINKEL, C.A. & KOCH, R.M. Genetic correlations of reproductive and maternal traits with growth and carcass traits in beef cattle. J. Anim. Sci. 59: 1171-1180, 1984. [9]
- MAJUMDER, S.C. & PRASAD, R.B. Genetic studies on age at first calving and calving interval of Tharparker cows. Indian J. Anim. Health 13: 137-139, 1974. [12,13,15]
- MALTOS, J.R.; FLORES, R.; TEMPLE, R.S. & CARRERA, C.M. Factores que afectan el peso al destete de ganado Charolais en el norte de Mexico. Memória ALPA 6: 181-182, 1971.
- MARIANTE, A. da S. Growth and reproduction in Nelore cattle in Brazil: genetic parameters and effects of environmental factors. Ph.D. Dissertation. Gainesville, University of Florida, 1978, 131p. [12,13,15,17]
- MARLOWE, T.J. & MORROW, G.A. Heritabilities and phenotypic, genetic and environmental correlations for weight, grade and condition of Angus cows. J. Anim. Sci. 60: 82-88, 1985. [9]
- MARSHALL, T.E.; STEWART, T.S. & MARTIN, T.G. Optimal mature size of Angus cows for maximum cow productivity. In: INDIANA BEEF ASSOCIATION ANNUAL CONVENTION, 10., West Lafayette, Indiana, Proc...pp.43-48, 1983. [3]
- MARSHALL, T.E.; MOHLER, M.A. & STEWART, T.S. Relationship of lifetime productivity with mature weight and maturation rate in Red Poll cows. Anim. Prod. 39: 383-387, 1984. [2]
- MATHUR, B.S. & ROYCHOUHURY, P.N. Inheritance of some of the economic traits of Italian Friesian cattle. I. Heritability of age at first calving, first lactation yield and first lactation length. Anim. Breed. Abstr. 41: 298, 1973. [12]
- MATOS, R.R. Peso ao nascer de bezerras da raça Canchim no Estado do Rio Grande do Norte. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 13., Salvador, BA, Anais...p.32, 1978. [1]
- MATTOS, S. & ROSA, A.N. Desempenho reprodutivo de fêmeas de raças zebuínas. Inf. Agronegoc. 10 (112): 29-34, 1984. [4]
- MCGARTER, M.N.; BUCHANAN, D.S.; FRAHM, R.R. & CASTREE, J.W. Productivity of three-, four- and five-year old crossbred cows with D, 1/4 and 1/2 Brahman breeding in spring versus fall calving systems. Oklahoma Agric. Exp. Sta. Anim. Sci. Res. Report: 1-6, 1988. [2]
- MCCURLEY, J.R.; BUTTS, W.T., JR & BOVARD, K.P. Growth patterns of Angus, Hereford and Shorthorn cattle. I. Comparison of inbred and noninbred lines, changes in patterns over time and effects of level of inbreeding and reproductive performance. J. Anim. Sci. 59: 1194-1204, 1984. [3]



- MCDOWELL, R.E. Physiological approaches to animal climatology. *J. Heredity* 49(2): 52-61, 1958.
- MCDOWELL, R.E. Improvement of livestock production in warm climates. São Francisco, Freeman & Company, 1972, 711p.
- MCDOWELL, R.E. & MCDANIEL, B.T. Interbreed matings in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 51: 1649-1658, 1968. [2]
- McMORRIS, M.R. & WILTON, J.W. Breeding system, cow weight and milk yield effects on various biological variables in beef production. *J. Anim. Sci.* 63: 1361-1372, 1986. [2,16]
- MEACHAM, N.S. & NOTTER, D.R. Heritability estimates for calving date in Simmental cattle. *J. Anim. Sci.* 64: 701-705, 1987. [12,14,15]
- MEAKER, H.J.; COETSEE, T.P.N. & LISHMAN, A.W. Effects of age at first calving on the productive and reproductive performance of beef cows. *South Afr. J. Anim. Sci.* 10: 105-113, 1980.
- MELTON, A.A.; RIGGS, J.K.; NELSON, L.A. & CARTWRIGHT, T.C. Milk production, composition and calf gains of Angus and Hereford cows. *J. Anim. Sci.* 26: 804-809, 1967.
- MENENDEZ, A.; MORALES, J.R.; PERON, N. & IGLESIAS, C. Desarrollo reproductivo en novillas 3/4 Cebu - 1/4 Holstein. 3. Determinacion de la heredabilidad para la edad a la gestacion y la edad al primer parto. *Rev. Cub. Reprod. Anim.* 3(2): 61-69, 1977. [12]
- METZ, J.H.M. & POLITIEK, R.D. Fertility and milk production in Dutch-Friesian cattle. *Neth. J. Agric. Sci.* 18: 72, 1970. [12]
- MILAGRES, J.C.; DILLARD, E.U. & ROBISON, O.W. Influences of age and early growth on reproductive performance of yearling Hereford helpers. *J. Anim. Sci.* 48: 1089-1095, 1979a.
- MILAGRES, J.C.; DILLARD, E.U. & ROBISON, O.W. Heritability estimates for some measures of reproduction in Hereford helpers. *J. Anim. Sci.* 49: 668-674, 1979b. [14]
- MILAGRES, J.C.; ALVES, A.J.R.; PEREIRA, J.C. & TEIXEIRA, N.M. Influência de fatores genéticos e de meio sobre a produção de leite de vacas mestiças de leite de vacas mestiças das raças Holandêsa, Schwyz, Jersey e Zebu. III. Intervalo de partos. *Rev. Soc. Bras. Zool.* 17: 358-366, 1988. [13]
- MILLER, P.; VAN VLECK, L.D. & HENDERSON, C.R. Relationship among herd life, milk production and calving interval. *J. Dairy Sci.* 50: 1283, 1967. [13]

- MIRANDA, J.J.F.; CARNEIRO, G.G.; PENNA, V.M. & FONSECA, C.G. Estudo dos fatores ambientes relacionados com a idade à primeira cria na raça Nelore. *Arq. Esc. Vet. UEMG* 34: 375-380, 1982a. [12]
- MIRANDA, J.J.F.; FONSECA, C.G.; CARNEIRO, G.G. & BERGMANN, J.A.G. Fatores ambientes e genéticos relacionados com o intervalo entre partos na raça Nelore. *Arq. Esc. Vet. UEMG* 34: 381-387, 1982b. [13]
- MIRANDA, J.J.F.; BERGMANN, J.A.G.; CARNEIRO, G.G.; PEREIRA, C.S. & SALVO, A.E.W. Fatores ambientes e genéticos associados a pesos de animais da raça Guzerá do nascimento aos 18 meses de idade. III. Causas de variação de pesos ao nascimento, aos 205 dias e 365 dias de idade. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 21., Belo Horizonte, MG, Anais...p.40, 1984. [8]
- MIRANDA, J.J.F.; PEREIRA, C.S.; PEREIRA, J.C.C.; BERGMANN, J.A.G. & OLIVEIRA, H.N. Fatores ambientes e genéticos relacionados com a idade à primeira cria e intervalo entre partos no rebanho Guzerá da Fazenda Canoas. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais...p. 303, 1986. [12,13]
- MONTANO-BERMUDEZ, M. & NIELSEN, M.K. Reproductive performance and variation in body weight during annual cycles for crossbred beef cows with different genetic potential for milk. *J. Anim. Sci.* 68: 2289-2296, 1990.
- MONTEIRO, L.S. The relative size of calf and dam and frequency of calving difficulties. *Anim. Prod.* 11(3): 293-306, 1969.
- MORRIS, C.A. & WILTON, J.W. The influence of body size on the economic efficiency of cows: a review. *Anim. Breed. Abstr.* 45: 139-153, 1977. [2]
- MORRIS, C.A.; BAKER, R.L. & HUNTER, J.C. Ten years reproduction performance data from Angus and Hereford weight selection herds. *Proc. N.Z. Soc. Anim. Prod.* 43: 185-188, 1983.
- MORRIS, C.A.; BENNETT, G.L.; BAKER, R.L. & CARTER, A.H. Birth weight, dystocia and calf mortality in some New Zealand beef breeding herds. *J. Anim. Sci.* 62: 327-343, 1986.
- MORRISON, D.G.; HUMES, P.E. & KOONCE, K.L. Comparisons of Brahman and continental european crossbred cows for calving ease in a subtropical environment. *J. Anim. Sci.* 62: 1722-1731, 1989.
- MORROW, G.A. & MARLOWE, T.J. Genetics of mature traits in Angus cows. *J. Anim. Sci.* 25: 380, 1966. [9]
- MORROW, R.E.; McLAREN, J.B. & BUTTS, W.T. Effect of age on estimates of bovine growth-curve parameters. *J. Anim. Sci.* 47: 352-357, 1978. [3]

- MORTARI, N. Estudo genético-quantitativo de características do período pré-desmama em gerações sucessivas de um rebanho Nelore. Tese de Mestrado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1976, 127p.
- MOULICK, S.K.; McDOWELL, R.E.; VAN VLECK, L.D. & GUHA, H. Potential of Deshi cattle of India for dairy production. J. Dairy Sci. 55: 1148-1155, 1972. [12]
- NADARAJAH, K.; MARLOWE, T.J. & NOTTER, D.R. Growth patterns of Angus, Charolais, Charolais x Angus and Holstein x Angus cows from birth to maturity. J. Anim. Sci. 59: 957-966, 1984. [2,3]
- NADARAJAH, K.; MARLOWE, T.J. & NOTTER, D.R. Growth patterns of cows sired by British and Continental beef and American dairy bulls and out of Hereford dams. J. Anim. Sci. 60: 890-901, 1985. [2,3]
- NAGPAL, M.P. & ACHARYA, R.M. Inheritance of age at first calving in Sahiwal cows. Indian J. Anim. Sci. 40: 389-394, 1970. [12]
- NAIDU, K.N. & DESAI, R.N. Genetic studies on Holstein-Friesian x Sahiwal cattle for their suitability in Indian tropical conditions as dairy animals. II. Characters of growth and age at first calving. Indian J. Anim. Sci. 35: 204-212, 1965. [12]
- NAIDU, K.N. & DESAI, R.N. Heritability, genetic and phenotypic correlations among growth and productive characters in crossbred cattle. Indian J. Anim. Sci. 40: 395-399, 1970. [12]
- NELSON, L.A. & CARWRIGHT, T.C. Growth of calf as related to weight of dam. J. Anim. Sci. 26: 1464, 1967. [16]
- NEWMAN, J.A.; RAHNEFELD, G.W. & FREDEEN, H.T. Selection intensity and response to selection for yearling weight in beef cattle. Can. J. Anim. Sci. 53: 1-12, 1973.
- NOVAES, N.J.; BARBIN, D.; MANZANO, A. & MIRANDA, M.T. de. Estudo da influência de alguns fatores sobre o peso da desmama de bezerros da raça Ganchim. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 11., Fortaleza, CE, Anais...p. 107, 1974. [1]
- NWAKALOR, L.N.; BRINKS, J.S. & RICHARDSON, G.V. Estimated genetic improvement in weaning weight of beef cattle. J. Anim. Sci. 43: 396-403, 1976.
- OEDRA, B.A.; KAUSHIK, S.N. & KATPATAL, B.G. Studies on reproductive characteristics of Gir cattle. Indian J. Anim. Sci. 48: 371-373, 1978. [12,13]
- OLIVEIRA, J.A. de. Estimativas de parâmetros genéticos de características ponderais no período do nascimento à desmama de bovinos da raça Ganchim. Tese de Mestrado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1977. [1,7,11]

- OLIVEIRA, J.A. de. Estudo genético quantitativo do desenvolvimento do gado Canchim. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1979. [1,7,11]
- OLIVEIRA, J.A. de; DUARTE, F.A.M. & LÔBO, R.B. Estudo do desenvolvimento ponderal de bovinos da raça Canchim. I. Influência do ambiente. Rev.Soc.Bras.Zoot. 13: 30-39, 1984.
- OLIVEIRA, H.N. de. Fatores de meio e herança como causas de variação do intervalo entre partos, peso ao nascimento e período de gestação em rebanho da raça Santa Gertrudis. Arg.Bras.Med.Vet.Zoot. 41: 85-87, 1989. [13]
- OLIVEIRA FILHO, E.B. de. Contribuição para o estudo genético quantitativo da fertilidade de um rebanho Canchim. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1977, 128p. [4,5,12,13,14,15]
- OLIVEIRA FILHO, E.B. de; CARNEIRO, G.G.; MOREIRA, H.A. & SZÉCHI, A.M. de. Idade à primeira cria em um rebanho Nelore. Arg.Esc.Vet. UFMG 27: 141-153, 1975a. [4]
- OLIVEIRA FILHO, E.B. de; CARNEIRO, G.G.; MOREIRA, H.A.; MIRANDA, J.J.F. & SZÉCHY, A.M. Período de serviço e intervalo entre partos em um rebanho Nelore. Arg.Esc.Vet. UFMG 27: 253-268, 1975b. [4]
- OLIVEIRA FILHO, E.B. de; DUARTE, F.A.M. & KÖGER, M. Genetic effects on reproduction in Canchim cattle. Rev. Bras.Genet. 2: 281-293, 1979. [14]
- ORTIZ, V.C. Genetic and environmental parameters of production in Brahman cattle. Dissertation Abstr. Int. B 34(1):6, 1974. [14]
- PABST, W.; KILKENNY, J.B. & LANGHOLZ, H.J. Genetic and environmental factors influencing calf performance in pedigree beef cattle in Britain. Anim.Prod. 24: 29-48, 1977.
- PACKER, I.U. Análise genética do crescimento até a desmama de bezerras Canchim. Tese de Livre Docência. Piracicaba, SP, Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1977, 173p. [1]
- PACKER, I.U.; CAMPOS, B.E.S. & RAZOOK, A.G. Efeito do peso de vacas Guzerá sobre a performance até a desmama de bezerras mestiços. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 16., Curitiba, PR, Anais..., v. 2, p.64, 1979. [2,16]
- PARKS, J.R. A Theory of Feeding and Growth of Animals. New York, Springer-Verlag, 1982, 322p.
- PENNA, V.M. Endogamia na raça Tabapuã. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, 1990, 88p. [4,5]

- PEREIRA, F.A.; SILVA, M.A.; TORRES, J.R. & CARNEIRO, G.G. Fatores de meio e genéticos que influenciam o desempenho reprodutivo de fêmeas Zebu e mestiças Chianina-Zebu. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 18., Goiânia, GO, Anais...p.267, 1981. [12]
- PEREIRA, J.C.C. & MIRANDA, J.J.F. Eficiência Reprodutiva dos Bovinos. Escola de Veterinária, Belo Horizonte, 1975 (Mimeo).
- PEREIRA, J.C.C.; PENNA, V.M. & PEREIRA, C.S. Heritabilidades de pesos inicial e final e ganho total de novilhas zebus em crescimento. Arg. Esc. Vet. UFMG 30: 325-332, 1978. [8]
- PEREIRA, J.C.C.; PEREIRA, C.S. & LEMOS, A.M. Fatores ambientes e genéticos que influem sobre a idade ao primeiro parto em fêmeas da raça Caracú. Arg. Esc. Vet. UFMG 31:205-210, 1979. [12]
- PEREIRA, J.C.C.; PEREIRA, C.S. & LEMOS, A.M. Estudo de fatores ambientes e genéticos relacionados com o intervalo entre partos na raça Caracú. Arg. Esc. Vet. UFMG 32:81-91, 1980. [13]
- PETERS, K.J.; HORST, P. & KLEINHEISTERKAMP, H.H. Importance of coat colour and type as indicators of the productive adaptability of beef cattle in a subtropical environment. Tropical Anim. Prod. 7: 316-326, 1982.
- PERIGO, D.L.; WHITMAN, J.V.; WILLHAM, R.L. & STEPHENS, D.F. Association between day of birth and corrected weaning weight in beef cattle. J. Anim. Sci. 29: 1, 1969.
- PHILIPSSON, J. Genetic aspects of female fertility in dairy cattle. Livestock Prod. Sci. 8: 307-319, 1981. [13]
- PIRCHNER, F. Genetic antagonism in cattle. Zuchungskunde 51(6): 423-433, 1979.
- PIRCHNER, F. Population Genetics in Animal Breeding. New York, Plenum Press, 1983, 414p.
- PIRES, F.L.; BENINTENDI, R.P. & SANTIAGO, A.A. Idade na época da primeira cria e intervalo interparto em bovinos da raça Guzerá, de seleção leiteira. Bol. Ind. Anim. 24:123-127, 1967. [4,5]
- PITTALUGA, O.; ROVIRA, J. & MADALENA, F. Effect of age at first calving on production and reproductive performance in a Hereford herd. Paysandu, Bol. Estac. Exp. 4: 24, 1967.
- PLASSE, D.; KOGER, M. & WARNICK, A.C. Reproductive behavior of Bos indicus females in a subtropical environment. III. Calving intervals, intervals from first exposure to conception and intervals from parturition to conception. J. Anim. Sci. 27: 105-113, 1968. [4]

- POLASTRE, R. & RAMOS, A.A. Parâmetros genéticos e fatores ambientais relacionados com o intervalo entre partos na raça Jersey. *Pesq. Agropec. Bras.* 18(1): 73-77, 1983. [4,13]
- POLASTRE, R.; MILAGRES, J.C.; RAMOS, A.A.; TEIXEIRA, N. M. & CASTRO, A.C.G. Influências de fatores genéticos e ambientes sobre a idade ao primeiro parto e intervalo de partos de vacas mestiças Holandês-Zebu. In REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais...p. 284, 1988. [12,13]
- POLASTRE, R.; MILAGRES, J.C.; TEIXEIRA, N.M. & CASTRO, A.C.G. Fatores genéticos e de ambiente do desempenho de vacas mestiças Holandês-Zebu. I. Idade ao primeiro parto. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 16: 227-232, 1987a. [12]
- POLASTRE, R.; MILAGES, J.C.; TEIXEIRA, N.M. & CASTRO, A.C.G. Fatores genéticos e de ambiente do desempenho de vacas mestiças Holandês-Zebu. II. Intervalo de partos. *Rev. Soc. Bras. Zoot.* 16: 233-241, 1987b. [13]
- PRASAD, R.J. & PRASAD, R.B. A study on genetic and phenotypic parameters of some characters of Tharparkar cattle. *Indian Vet. J.* 49: 1199-1206, 1972. [12,13]
- QUAAS, R.L. Genetic variation in growth curves of Hereford females. *Anim. Breed. Abstr.* 53: 95-96, 1985. [9]
- QUEIROZ, S.A. de; GIANNONI, M.A.; RAMOS, A.A. & MARTINS, E.N. Efeitos genético e de ambiente sobre a duração do intervalo de partos de bovinos mestiços Holandeses. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 22., Balneário Camboriú, SC, Anais...p.137, 1985. [12]
- QUEIROZ, S.A. de; ALBUQUERQUE, L.G. de & LÔBO, R.B. Desempenho reprodutivo e produtivo de um rebanho mestiço Holandês. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 27., Campinas, SP, Anais...p.487, 1990. [13]
- RABELO, C.M.C. Idade ao primeiro parto, período de serviço e intervalo entre partos no rebanho Indubrasil da Estação Experimental de Uberaba. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária, 1974, 43p. [4]
- RAMOS, A.A.; POLASTRE, R. & LAPERUTA FILHO, J. Avaliação dos fatores genéticos e de meio sobre a idade à primeira parição de vacas da raça Gir. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 22., Balneário Camboriú, SC, Anais...p.136, 1985. [12,13]
- RAY, D.E.; ITULYA, S.B.; ROUBICEK, C.B. & BENSON, C.R. Pregnancy rate, calf mortality and calving date in unsupplemented Hereford range cows. *Livestock Prod. Sci.* 23: 305-315, 1989. [14]

- RAZOOK, A.G. Seleção para peso pós-desmama em bovinos Nelore e Guzerá: Intensidade de seleção e respostas direta e correlacionadas. Tese de Doutorado. Ribeirão Preto, Faculdade de Medicina, Univ. de São Paulo, 1988, 165p.
- RAZOOK, A.G.; PACKER, I.U.; CAMPOS, B.E.S. & NASCIMENTO, J. Herdabilidade de pesos pré e pós-desmama de fêmeas das raças Gir, Nelore e Guzerá. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 16., Curitiba, PR, Anais..., v.1, p.10, 1979. [8]
- REDDY, C.E. & BHATNAGAR, D.S. Inheritance of breeding efficiency and its relationship with age at first calving and first lactation yield. Nat. Dairy Res. Inst. Annual Report: 56-57, 1971. [12,15]
- REDDY, K.M. & NAGARJENKAR, R. Effect of inbreeding level and generation number on age at first calving of Sahiwal cows. Asian J. Dairy Res. Z: 142-146, 1988. [4]
- REIS, J.C. Causas de variação e covariação de pesos à desmama e aos 18 meses de idade e ganhos de peso da desmama aos 18 meses de machos e fêmeas da raça Nelore. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária de Univ. Federal de Minas Gerais, 1978, 71p. [8]
- REIS, S.R.; FERREIRA, P.R.C. & RIBEIRO, H.M. Fatores de meio que afetam o intervalo entre partos do rebanho puro e de diferentes graus de sangue das raças Chianina e Nelore no Estado de Goiás. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 17., Fortaleza, CE, Anais...p. 124, 1980. [4]
- RHOAD, A.O. A method of assaying genetic differences in the adaptability of cattle to tropical and subtropical climates. Emp. J. Exp. Agric. B: 190-198, 1940.
- RIBAS, M. & PONCE DE LEÓN, R. A note on the effects of coat colour on growth from birth to 6 months of age in Holstein calves. Cuban J. Agric. Science 20: 9-13, 1986.
- RIBAS, N.P.; MILAGRES, J.C.; SILVA, M.A. & CASTRO, A.C.G. Fatores de meio e genéticos na idade ao primeiro parto e intervalo entre partos de rebanhos Holandeses da região sul de Estado do Paraná. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 18., Goiânia, GO, Anais...p.278, 1981. [12,13]
- RIEMERSCHMID, G. & ELDER, J.S. The absorptivity for solar radiation of different coloured hairy coats of cattle. Onderstepoort J. Vet. Sci. Anim. Ind. 20: 223-234, 1945.
- ROBERTSON, A. Optimum group size in progeny testing and family selection. Biometrics 13: 442-450, 1957.

- ROSA, A.N.; SILVA, L.O.C.; NOBRE, P.R.C.; MARIANTE, A.S. & FIGUEIREDO, G.R. Resultados gerais do controle de desenvolvimento ponderal das raças zebuínas. *Inf. Agropec.* 10(112): 17-28, 1984.
- ROY, T.C.; KATPATAL, B.G. & KUMAR, M. Genetic studies on age at first calving in Jersey cattle. *Indian Vet. J.* 64: 301-308, 1987. [12]
- RUDDER, T.H.; SEIFERT, G.W. & BURROW, H.M. Assessing live weight performance of different generations of beef cattle. *Anim. Breed. Abst.* 51: 246, 1983.
- RUTLEDGE, J.J.; EISEN, E.J. & LEGATES, J.E. An experimental evaluation of genetic correlation. *Genetics* 75: 709-726, 1973.
- SADANA, D.K. & TRIPATHI, V.N. Age at first calving in Jersey cows. *Indian J. Dairy Sci.* 39: 311-313, 1986. [12]
- SAKHARE, P.G. & INGALE, U.M. Factors affecting growth rate in Friesian x Sahiwal crossbred. *Indian Vet. J.* 61: 414-418, 1984. [17]
- SAMPAIO, A.O. Efeitos de meio e herança sobre o peso de novilhas Guzerá aos 550 dias de idade. Tese de Mestrado. Viçosa, Escola Superior de Agricultura da Univ. Fed. de Viçosa, 1974, 58p. [8]
- SANDERS, J.O. Application of a beef cattle production model to the evaluation of genetic selection criteria. Ph.D. Dissertation. College Station, Texas A&M University, 1977, 142p.
- SANTIAGO, M.; NASCIMENTO, J. do; ALENCAR, M.M. de; TUNDISI, A.G.A.; SILVA, R.P. da & ALVES, B.C. Bovinos da raça Ganchim submetidos a dois períodos de monta: estudo comparativo das taxas de fertilidade e desmama. *B. Indústria Anim.* 40: 189-193, 1983.
- SAS INSTITUTE INC. SAS User's Guide: Statistics, Version 5 Edition. Cary, NC: SAS Institute Inc., 1985, 956p.
- SCHALLES, R.R. & MARLOWE, T.J. Reproduction patterns in a herd of Angus cows. *Anim. Breed. Abst.* 37: 321, 1967. [13]
- SCHERRER, J.F. Estudo genético-quantitativo de pesos de bezerros ao nascimento, aos 90 e 205 dias de idade num rebanho Nelore no trópico semiárido. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária da Univ. Federal de Minas Gerais, 1981, 124p. [8]
- SCHLEGER, A.V. Physiological attributes of coat colour in beef cattle. *Aust. J. Agric. Res.* 13: 943-959, 1962.
- SEARLE, S.R. Phenotypic, genetic and environmental correlations. *Biometrics* 17: 474-480, 1961.



- SEEBECK, R.M. Developmental studies of body composition. *Anim. Breed. Abstr.* 36: 167-181, 1968.
- SEEBECK, R.M. Sources of variation in the fertility of a herd of zebu, British and Zebu x British cattle in Northern Australia. *J. Agric. Sci.* 81: 253-262, 1973. [14]
- SEEBECK, J.A. & SEEBECK, R.M. Birth weights of different generations of Hereford and Shorthorn crosses. *Anim. Breed. Abstr.* 51: 246, 1983.
- SEIFERT, G.W. Effectiveness of selection for growth rate in Zebu x British crossbred cattle. I. Prewaning growth. *Austr. J. Agric. Res.* 26: 393-406, 1975a.
- SEIFERT, G.W. Effectiveness of selection for growth rate in Zebu x British crossbred cattle. II. Post-weaning growth and genetic estimates. *Aust. J. Agric. Res.* 26: 1093-1108, 1975b.
- SEIFERT, G.W. & KENNEDY, J. F. A comparison of British breed crosses with F1 and F2 Zebu x British cattle on the basis of a productivity index. *Proc. Aust. Soc. Anim. Prod.* 9: 143-146, 1972.
- SEIFERT, G.W.; RUDDER, T.H. & MAYNARD, P.J. Unexpected consequences of selection for production in a commercial beef cattle herd. *Proc. Aust. Soc. Anim. Prod.* 11: 113-116, 1976. [2]
- SETSHWAELO, L.L.; CUNDIFF, L.V. & DICKERSON, G.E. Breed effects on crossbred cow-calf performance. *J. Anim. Sci.* 88: 1577-1587, 1990. [2]
- SETTERGREN, I. The relationship between body and ear colour and ovarian development in females of the Swedish Highland breed. In: INT. CONGRESS ANIM. REPROD., 4., Hague, Proc...v.4, pp. 752-756, 1961.
- SHORT, R.E. & BELLOWS, R.A. Relationships among weight gains, age at puberty and reproductive performance in heifers. *J. Anim. Sci.* 32: 127-131, 1971.
- SHUKLA, R.K. & PRASAD, R.B. Study on age at first calving in Gyr cattle. *Indian Vet. J.* 48: 717-721, 1971. [12]
- SIEGFRIED, W.R. & HOFMEYER, M.D. Cattle colours in Transkei. *South Afr. J. Sci.* 75(3): 105-107, 1979.
- SILVA, A.H.G.; PACKER, I.U. & BARBOSA, P.F. Parâmetros genéticos do crescimento até os 24 mese em animais da raça Canchim. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 16., Curitiba, PR, Anais...v.1, p.16, 1979. [7]
- SILVA, H.C.M. Genetic and environmental aspects of reproductive efficiency and vital statistics of Florida dairy cows. Ph.D. Dissertation. Gainesville, University of Florida, 1976. [12, 15]

- SILVA, M. de A. Meihoramento Animal: métodos de estimação de componentes genéticos. Viçosa, Imprensa Universitária, Univ. Fed. de Viçosa, MG, 1980, 49p.
- SILVA, M. de A. e PEREIRA, F.A. Fatores de meio e genéticos que influem no desempenho reprodutivo de fêmeas Zebu e mestiços Chianino-Zebu. Rev. Soc. Bras. Zoot. 15: 132-141, 1986. [12]
- SILVA, R.G. da. Improving tropical beef cattle by simultaneous selection for weight and heat tolerance: heritabilities and correlations of the traits. J. Anim. Sci. 37: 637-642, 1973.
- SILVA, R.G. da. Métodos de Genética Quantitativa Aplicados ao Meihoramento Animal. Ribeirão Preto, Sociedade Brasileira de Genética, 1982, 162p.
- SILVA, S.B. Idade à primeira cria e intervalo entre partos na raça Guzerá. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária da UFMG, 1971. [4]
- SINGH, O.N. Heritability and repeatability of calving interval in Tharparker cattle. Indian J. Vet. Sci. 28: 21, 1957. [13]
- SINGH, V.K. & DESAI, R.N. Inheritance of breeding efficiency and its relationship with other economic traits in Sindhi cows. Indian Vet. J. 48: 911-918, 1971. [14,15]
- SINGH, A.; TAYLOR, C.M. & GURUNG, B.S. Studies on age at first calving in Gir cattle. Livestock Adviser 6:29-31, 1981. [12,15]
- SINGH, B.; BHAT, P.N. & KUMAR, M. A note on the factors affecting breeding efficiency in Sahiwal and Sahiwal-Friesian half-breeds. Indian J. Anim. Sci. 50: 989-999, 1980. [14]
- SINGH, D.; ACHARYA, R.M. & SUNDARESAN, D. Effectiveness of different selection indices for genetic advancement in Hariana cattle. Indian J. Anim. Sci. 39: 473-487, 1968. [12,17]
- SINGH, M.; ACHARYA, R.M. & DHILLON, J.S. Inheritance of different measures of reproductive efficiency and their relation with milk production in Hariana cattle. Indian J. Dairy Sci. 21: 249-254, 1968. [12,13,15]
- SINGH, R.; TOMAR, S.S. & SADANA, D.K. Genetic analysis of age at first calving in Karan Fries cattle. Indian Vet. J. 65: 407-411, 1985. [12]
- SINGH, R.B.; SHARMA, S.C. & SINGH, S. Influence of the season of calving on intercalving period in Murrah buffaloes and Hariana cows. Indian J. Dairy Sci. 11: 154-160, 1958. [4]
- SINGH, V.P.; SINGH, R.V. SINGH, C.V. & SINGH, S.P. Genetic studies on reproductive efficiency traits in Sahiwal and in crosses with Jersey and Red Dane. Indian J. Anim. Sci. 60: 90-92, 1990. [12,13,14]

- SMIRNOV, A.V. The colour of Ayrshire cattle and its relationship with live weight and level of milk production. *Anim. Breed. Abstr.* 39:867, 1971.
- SMITH, G.M. & CUNDIFF, L.V. Genetic analysis of relative growth rate in crossbred and straightbred Hereford, Angus and Shorthorn steers. *J. Anim. Sci.* 43: 1171-1175, 1976.
- SMITH, B.A.; BRINKS, J.S. & RICHARDSON, G.V. Estimation of genetic parameters among reproductive and growth traits in yearling heifers. *J. Anim. Sci.* 67: 2886-2891, 1989. [12,15,17]
- SMITH, G.M.; FITZHUGH, H.A., JR.; CUNDIFF, L.V.; CARTWRIGHT, T.C. & GREGORY, K.E. A genetic analysis of maturing patterns in straightbred and crossbred Hereford, Angus and Shorthorn cattle. *J. Anim. Sci.* 43: 389-395, 1976. [3,9]
- SOLANKI, J.V.; PATEL, M.M. & SHUKLA, R.K. Study on genetic and phenotypic correlation between some economically important traits of Gir cattle. *Gulvet* 7: 21-28, 1973. [12,13,15]
- SOOF, M.S.A. & SINGH, B.P. Inheritance of economic traits in Mariana cattle. *Indian J. Anim. Sci.* 40: 484-488, 1970. [12]
- STEEL, R.G.D. & TORRIE, J.H. Principles and Procedures of Statistics: a Biometrical Approach, 2nd ed. New York, McGraw Hill, 1980, 833p.
- STEWART, T.S. & MARTIN, T.G. Mature weight, maturation rate, maternal performance and their interrelationships in purebred and crossbred cows of Angus and Milking Shorthorn parentage. *J. Anim. Sci.* 52: 51-56, 1981. [3,16]
- STONAKER, H.H. Estimates of genetic changes in an Indian herd of Red Sindhi dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 36: 688, 1953. [12]
- SYRSTAD, O. Dairy cattle crossbreeding in the tropics: performance of secondary crossbred populations. *Livestock Prod. Sci.* 23: 97-108, 1989.
- SWIGER, L.A.; HARVEY, W.R.; EVERSON, D.O. & GREGORY, K.E. The variance of intraclass correlation involving groups with one observation. *Biometrics* 20: 818-826, 1964.
- TABARELLI NETTO, J.F.; RIBEIRO NETTO, A. & BARROS, H.M. Nota sobre a idade por ocasião do primeiro parto de novilhas Zebu da raça Indubrasil em regime de criação extensiva. *Rev. Fac. Med. Vet.* 7(2): 337-340, 1965. [4]
- TALLIS, G.M. Sampling errors of genetic correlation coefficients calculated from analyses of variance and covariance. *Aust. J. Statist.* 1: 35-43, 1959.

- TALLIS, G.M. & KLOSTERMAN, E.W. Efficient estimates of heritability from paternal half-sib correlations. J. Anim. Sci. 18: 622-628, 1959.
- TANEJA, V.K.; BHAT, P.N. & GARG, R.C. Genetic and phenotypic correlations among traits of growth and production for Sahiwal and Sahiwal x Holstein crossbreds. Indian J. Dairy Sci. 31: (2): 141-144, 1978. [12,17]
- TAYLOR, C.M.; SINGH, B.N. & QURESHI, M.I. Studies on breeding efficiency and some of the economic traits of Malvi cows. Indian Vet. J. 55: 874-878, 1978. [12,13]
- TAYLOR, St. C.S. Genetic differences in milk production in relation to mature body weight. Prod. Brit. Soc. Anim. Prod. 2: 15, 1973.
- TAYLOR, St. C.S. & YOUNG, G.B. Variation in growth and efficiency in twin cattle with liveweight and food intake controlled. J. Agric. Sci. 66: 67, 1966.
- TEWOLDE, A. Genetic and environmental influences on Angus and Hereford cow traits. M.S. Thesis. Gainesville, University of Florida, 1976. [13]
- THORPE, W.; CRUICKSHANK, D.K.R. & THOMPSON, R. Genetic and environmental influences on beef cattle production in Zambia 1. Factors affecting weaner production from Angoni, Barotse and Boran dams. Anim. Prod. 30: 217-234, 1980a. [2]
- THORPE, W.; CRUICKSHANK, D.K. R. & THOMPSON, R. Genetic and environmental influences on beef cattle production in Zambia. 2. Liveweights for age of purebred and reciprocally crossbred progeny. Anim. Prod. 30: 235-243, 1980b. [2]
- THORPE, W.; CRUICKSHANK, D.K.R. & THOMPSON, R. Genetic and environmental influences on beef cattle production in Zambia. 4. Weaner production from purebred and reciprocally crossbred dams. Anim. Prod. 33: 165-177, 1981. [2]
- TOMAR, N.S.; SRIVASTAVA, K.N. & SINGH, B.P. Heritability estimates of the fertility of Haryana heifers and their age at first calving. Indian J. Anim. Health 15: 63-66, 1976. [12]
- TOMAR, S.S. & ARORA, K.L. Studies on the breeding efficiency of Haryana cattle - age at first calving. Indian Vet. J. 49: 364-370, 1972. [12,17]
- TOMAR, S.P.S.; SINGH, B.P.; RAI, H.S. & SHARMA, R. C. Genetic aspects of age at first calving and first lactation milk yield in Sahiwal cows. Indian Vet. J. 51: 245-248, 1974. [12]
- TOPPS, J.H. The relationship between reproduction and undernutrition in beef cattle. World Rev. Anim. Prod. 13(2): 43-49, 1977.

- TRAIL, J.C.M.; MURRAY, M.; SONES, K.; JIBBO, J.M.G.; DURKIN, J. & LIGHT, D. Boran cattle maintained by chemoprophylaxis under trypanosomiasis risk. *J. Agric. Sci.* 105: 147-166, 1985. [2]
- TURNER, H.G. & SCHLEGER, A.V. The significance of coat type in cattle. *Aust. J. Agric. Res.* 11: 645-663, 1960.
- TURNER, H.N. & YOUNG, S.S.Y. Quantitative Genetics in Sheep Breeding. Ithaca, New York, Cornell Univ. Press, 1969.
- TYLER, W.J.; HYATT, G.; CHAPMAN, A.B. & DICKERSON, G.E. The heritability of body size of Holstein-Friesian and Ayrshire cattle. *J. Anim. Sci.* 7: 516, 1948. [9]
- URICK, J.J.; KNAPP, B.W.; BRINKS, J.S.; PAHNISH, D.F. & RILEY, T.M. Relationship between cow weights and calf weaning weights in Angus, Charolais and Hereford breeds. *J. Anim. Sci.* 33: 343, 1971. [2,16]
- VALENTE, J. Efeitos de meio e herança sobre a idade à primeira fecundação e intervalo entre partos num rebanho mestiço europeu-zebu. Tese de Mestrado. Belo Horizonte, Escola de Veterinária da UFMG, 1978, 77p. [13]
- VALLE, A. Importancia del porcentaje de pelaje negro en animales Holstein sobre el proceso adaptativo. I. Crecimiento ponderal hasta 18 meses. *Agronomía Tropical* 30: 159-179, 1980.
- VALLE, A.; VELÁSQUEZ, J. & GARCIA, E. El índice de herencia del porcentaje de pelaje negro en bovinos Holstein y su importancia zootécnica. *Agronomía Tropical* 28: 195-204, 1978.
- VAN VLECK, L.D. & HENDERSON, C.R. Empirical sampling estimates of genetic correlations. *Biometrics* 17: 359-371, 1961.
- VENAMORE, P.C. & RUDDER, T.H. The effect of age on live weight of breeding cows at weaning. *Anim. Breed. Abstr.* 51:246, 1983. [2]
- VENKATESHWARLU, M.; SINGH, B.P.; TOMAR, S.P.S. & KAPRI, B.D. Genetic studies on Ongole cattle. I. Age at first calving. *Indian Vet. J.* 48: 1208-1213, 1972. [12,14,15]
- VIANA, H.A. & FERREIRA, P.R.C. Efeitos de alguns fatores de meio no intervalo entre partos de fêmeas Nelore. *Pesq. Agropec. Bras.* 17: 1227-1232, 1982. [4]
- VIANNA, A.T. O cruzamento Charolês-Zebu: breve notícia sobre os trabalhos experimentais que estão sendo realizados na Fazenda de Criação de São Carlos, Estado de São Paulo. *Rev. Soc. Bras. Med. Vet.* 18: 47-56, 1949.

- VIANNA, A.T. & MIRANDA, R.M. Contribuição ao estudo do comportamento do Charolês e dos mestiços Charolês-Zebu na Fazenda de Criação de São Carlos. Rio de Janeiro, Ministério da Agricultura, Publicação nº 2 do Serviço de Informação Agrícola, 1948.
- VIANNA, A.T.; GOMES, F.P. & SANTIAGO, M. Formação do gado Canchim pelo Cruzamento Charolês-Zebu, 2ª ed. São Paulo, Nobel, 1978, 193p.
- VIDAL, F.R.; SILVA, M.A. & TORRES, R.A. Interferência de fatores genéticos e de meio em características produtivas e reprodutivas em dois rebanhos leiteiros no Departamento de Santa Cruz de la Sierra, Bolívia. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 23., Campo Grande, MS, Anais...p.240, 1986. [12,13]
- YEATES, N.T.M. Avances en Zootecnia. Zaragoza, Ed. Acribia, 1967, 403p.
- YOUNG, G.B. Genetic aspects of fertility and infertility in cattle. Vet. Record 65(18): 271-278, 1958.
- YOUNG, J.S. Breeding pattern in commercial beef herds. 2. Performance following the first joining. Australian Vet. J. 44: 487, 1968.
- WILCOX, G.J.; PFAU, K.O. & BARTLETT, J.W. An investigation of the inheritance of female reproductive performance and longevity, and their relationship within a Holstein-Friesian herd. J. Dairy Sci. 40: 942-947, 1957. [13,14]
- WILLHAM, R.L. Purebreeding: achieving objectives. In: BREEDING FOR BEEF, Peebles, Texas, Proc...pp. 15-21, 1971.
- WILTBANK, J.N.; GREGORY, K. E.; SWIGER, L.A.; INGALLS, J.E.; ROTHLISBERGER, J.A. & KOCH, R.M. Effects of heterosis on age and weight at puberty in beef heifers. J. Anim. Sci. 25: 744-751, 1966.
- WILTON, J.W. Size and milk yield in beef cattle. Guelph, Elora Beef Day, University of Guelph, 1980. [16]
- WOLDEHAWARIAT, G.; TALAMANTES, M.A.; PETTY, R.R. & CARTWRIGHT, T.C. A summary of genetic and environmental statistics for growth and conformation characters of young beef cattle. College Station, Texas Agric. Exp. Sta. Technical Report nº 103, 1977. [6,10]
- WOLFE, M.W.; STUMPF, T.T.; WOLFE, P.L.; DAY, M.L.; KOCH, R.M. & KINDER, J.E. Effect of selection for growth traits on age and weight at puberty in bovine females. J. Anim. Sci. 68: 1595-1602, 1980.