

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA "JULIO DE MESQUITA FILHO"
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CAMPUS DE JABOTICABAL

**ANÁLISE BAYESIANA DA ÁREA DE OLHO DO LOMBO E
DA ESPESSURA DE GORDURA OBTIDAS POR
ULTRASSOM E SUAS ASSOCIAÇÕES COM OUTRAS
CARACTERÍSTICAS DE IMPORTÂNCIA ECONÔMICA NA
RAÇA NELORE.**

Marcos Jun Iti Yokoo
Zootecnista

JABOTICABAL - SÃO PAULO - BRASIL

Julho de 2009

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA "JULIO DE MESQUITA FILHO"
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS
CAMPUS DE JABOTICABAL

**ANÁLISE BAYESIANA DA ÁREA DE OLHO DO LOMBO E
DA ESPESSURA DE GORDURA OBTIDAS POR
ULTRASSOM E SUAS ASSOCIAÇÕES COM OUTRAS
CARACTERÍSTICAS DE IMPORTÂNCIA ECONÔMICA NA
RAÇA NELORE.**

Marcos Jun Iti Yokoo

Orientadora: Profa. Dra. Lucia Galvão de Albuquerque
Co-orientador: Prof. Dr. Guilherme J. M. Rosa
Co-orientador: Prof. Dr. Cláudio Ulhôa Magnabosco

Tese apresentada à Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias - Unesp, Campus de Jaboticabal, como parte das exigências para a obtenção do título de Doutor em Genética e Melhoramento Animal.

JABOTICABAL – SÃO PAULO – BRASIL
Julho de 2009

Y54a Yokoo, Marcos Jun Iti
Análise Bayesiana da área de olho do lombo e da espessura de
gordura obtidas por ultrassom e suas associações com outras
características de importância econômica na raça Nelore. / Marcos
Jun Iti Yokoo. -- Jaboticabal, 2009
x, 84 f., il. ; 28 cm

Tese (doutorado) - Universidade Estadual Paulista, Faculdade de
Ciências Agrárias e Veterinárias, 2009
Orientador: Lucia Galvão de Albuquerque
Banca examinadora: Maria Eugênia Zerlotti Mercadante, Raysildo
Barbosa Lôbo, Humberto Tonhati, Henrique Nunes de Oliveira
Bibliografia

1. Amostragem de Gibbs. 2. Carcaça. 3. Herdabilidade.
4. Precocidade sexual. I. Título. II. Jaboticabal-Faculdade de Ciências
Agrárias e Veterinárias.

CDU 636.2:636.082

Ficha catalográfica elaborada pela Seção Técnica de Aquisição e Tratamento da Informação –
Serviço Técnico de Biblioteca e Documentação - UNESP, Câmpus de Jaboticabal.

unesp



UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
CÂMPUS DE JABOTICABAL
FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS E VETERINÁRIAS



CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO: ANÁLISE BAYESIANA DA ÁREA DE OLHO DO LOMBO E DA ESPESSURA DE GORDURA OBTIDAS POR ULTRASSOM E SUAS ASSOCIAÇÕES COM OUTRAS CARACTERÍSTICAS DE IMPORTÂNCIA ECONÔMICA NA RAÇA NELORE.

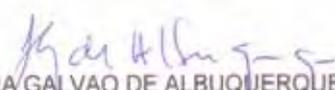
AUTOR: MARCOS JUN ITI YOKOO

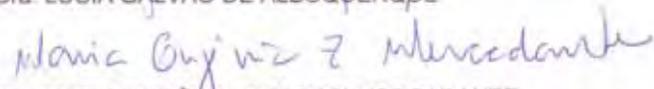
ORIENTADORA: Dra. LUCIA GALVAO DE ALBUQUERQUE

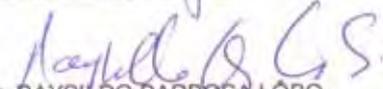
Co-Orientador(a): Dr. GUILHERME JORDÃO DE MAGALHÃES ROSA

Co-Orientador(a): Dr. CLAUDIO DE ULHÔA MAGNABOSCO

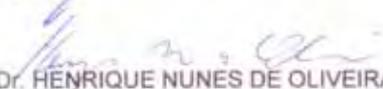
Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de DOUTOR em GENÉTICA E MELHORAMENTO ANIMAL pela Comissão Examinadora:


Dra. LUCIA GALVAO DE ALBUQUERQUE

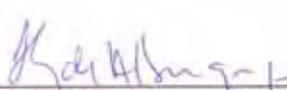

Dra. MARIA EUGÊNIA ZERLOTTI MERCADANTE


Dr. RAYSILDO BARBOSA LOBO


Dr. HUMBERTO TONHATI


Dr. HENRIQUE NUNES DE OLIVEIRA

Data da realização: 23 de julho de 2009.


Presidente da Comissão Examinadora
Dra. LUCIA GALVAO DE ALBUQUERQUE

DADOS CURRICULARES DO AUTOR

MARCOS JUN ITI YOKOO, brasileiro, solteiro, nascido no dia 10 de novembro de 1978, em Araçatuba, SP, filho de Takanori Yokoo e Ana Cristina de Carvalho, iniciou o curso de graduação em Zootecnia na Universidade Estadual Paulista “Júlio de Mesquita Filho”, Unesp, campus de Botucatu, SP em março de 1997. Entre março de 2001 e julho de 2002 realizou estágio como bolsista de monitoria da Faculdade de Medicina Veterinária e Zootecnia da Unesp de Botucatu, na Unidade Experimental de Confinamento de Bovino e Bubalino de Corte, sob orientação do professor Dr. Mário De Beni Arrigoni. De agosto de 2002 a janeiro de 2003 cumpriu o estágio de graduação por seis meses na área de bovinocultura de corte na Universidade da Califórnia, campus de Davis, EUA, sob orientação do professor Dr. Roberto Daniel Sainz. Concluiu o estágio de graduação em julho de 2003 junto à Associação Brasileira dos Criadores de Zebu - ABCZ, à Agropecuária Jacarezinho e à Aval Serviços Tecnológicos S/S, obtendo o título de Zootecnista em agosto do mesmo ano, sob a orientação do professor Dr. Gilberto P. Rocha e co-orientação do Dr. Mário De Beni Arrigoni. No ano de 2003 trabalhou na Aval Serviços Tecnológicos S/S como técnico de campo na coleta dos dados de características da carcaça obitadas por ultrassom. Em março de 2004 ingressou no curso de pós-graduação em Genética e Melhoramento Animal, na Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, FCAV, Unesp, campus de Jaboticabal, SP, obtendo o grau de Mestre em 22/07/2005, sob orientação da professora Dra. Lucia Galvão de Albuquerque. Em agosto de 2005 iniciou o doutorado em Genética e Melhoramento Animal na FCAV, Unesp, campus de Jaboticabal, SP, sob orientação da professora Dra. Lucia Galvão de Albuquerque. Em novembro de 2005 fez um curso de especialização em Genética e Melhoramento Animal no "Instituto Nacional de Investigación y Tecnología Agraria y Alimentaria", INIA, em Madrid na Espanha. No ano de 2008 fez estágio de doutorado "sandwich" na Universidade de Wisconsin, campus de Madison, WI, EUA, sob orientação da professor Dr. Guilherme J. M. Rosa.

Aprender a aprender

"Há todo um saber necessário para poder aprender a aprender. Isso só se torna possível para quem já aprendeu muito sobre muita coisa. Alguém pode aprender por si mesmo quando já sabe o suficiente para, primeiro, reconhecer o que merece ser aprendido, depois construir estratégias a partir do que já sabe para alcançar novos conhecimentos. Mas o fundamental é desenvolver a capacidade de estabelecer relações inteligentes entre os dados, as informações e os conhecimentos já construídos."

Autor desconhecido

"Há homens que lutam um dia e são bons.

Há outros que lutam um ano e são melhores.

Há os que lutam muitos anos e são muito bons.

Porém, há os que lutam toda a vida.

Esses são os imprescindíveis."

Bertolt Brecht

OFEREÇO

Ao meu avô Antônio F. de Carvalho pelo suporte e apoio financeiro nesta difícil etapa da minha vida.

Ao meu pai Takanori Yokoo por toda ajuda e dedicação.

Aos meus irmãos Rafael, Lisley e Ana Carolina pela dedicação e companheirismo nos momentos difíceis das nossas vida...

À todos que compartilharam os momentos bons e difíceis desta etapa.

DEDICO

À minha filha Luísa Ferraz Huback Yokoo que chegou no meio dessa "conturbada fase" da minha vida, me inspirando muitas alegrias na conclusão desta tese.

À minha família por toda educação, paciência, apoio, compreensão e carinho...

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora Lucia Galvão de Albuquerque pela confiança, paciência e incentivo.

Aos meus co-orientadores Guilherme J. M. Rosa e Cláudio de Ulhôa Magnabosco pela amizade, confiança e incentivo, estando sempre prontos a nos ensinar, além do valioso subsídio com as análises dos dados.

Ao professor Raysildo, Luiz Bezerra e a dona Rita pelo apoio à pesquisa.

Aos amigos Roberto D. Sainz e Fabiano R. C. Araujo pela preciosa contribuição na coleta dos dados de ultrassom, ensinamentos, atenção e principalmente pela amizade.

Às fazendas que colaboraram para realização deste trabalho: Bacuri, Guaporé Pecuária do Grupo OB, Grupo Hora, Rancho da Matinha, Colonial, São Dimas, Remanso, Passa Quatro e Santa Marta, muito obrigado!!!

Aos criadores e responsáveis pelas fazendas do PMGRN, pela cordialidade em suas propriedades em especial ao Seu Helvécio, Seu Luciano, Dr. Gabriel, Santiago, Neurisvan e Claudinho.

Aos professores da banca examinadora de qualificação e de defesa, Maria Eugênia Zerlotti Mercadante, Raysildo Barbosa Lôbo, Humberto Tonhati, Henrique Nunes de Oliveira e Dilermando Perecin, pelas preciosas sugestões e ensinamentos.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) pela bolsa de estudos e pelo apoio financeiro (reserva técnica).

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pela bolsa de estudos no início do curso e no estágio “sandwich”.

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (Cnpq-Brasil) pelo auxílio financeiro.

À Annaiza B. Bignardi pela grande ajuda na composição dessa tese.

Aos meus amigos da “salinha” do Departamento que me apoiaram, ajudaram e contribuíram muito nesta difícil etapa: Annaiza, Denise (Maionese), Márcio Cinachi,

Selma, Fernando (Paraguayo), Monyka, João Jorge, Luiz, Ana Paula (Fuxica), Juliana (Cê), Fernanda, Luciana, Iara, Arione, Rodrigo, Tomás, Severino, Márcio, Lindemberg e Fernanda Breda ... muitíssimo obrigado por me suportar !!!

Aos meus amigos da FCAV: Priscila, Eduardo, Léo, Beto, Robertito, Vanessa, Raul, Anita, Rafael, Diego, André (Catatau), Guilherme, Lírou, Dreyfuss, Mineiro, Menudo, John, Henry, Nakamura (Suga), Alcides (Tidão), Dani (Tosca), Marina e Nei (Pepê).

Aos meus amigos que fiz em Madison, WI nos EUA, durante meu estágio de “sandwich”, em especial, Fabiano, Annaiza, Alexandre, Aníbal, Marcelo (Xereque), Fernada (Peidim), Gustavo, Bruno, Taís, Carla, Felipe, Laura, Íria, Jessica, Reno, Miller, Fernando (Tito), Marigel, Gota, Nanie, Ana, Selma, Luciana, Karen, Sandra, Márcio, Oscar, Evangelina, John, Cláudia (Alemoua), Aléssio, Carlo, Romina, Walquíria e Kiba.

Aos professores da FCAV, João Ademir, Jeffrey, Adhemar, Dilermando, Ferraudó, Danísio, Tonhati, Mateus, Euclides, Henrique e Isabelle pela amizade e ensinamentos.

Ao CNPq-Brasil (PRONEX), ANCP, UNESP e AVAL pelos dados cedidos, pelo aparelho de ultrassom, pela interpretação das imagens, pelos ensinamentos e pela ajuda financeira para realização deste projeto.

À minha mãe, que sempre acreditou em mim e me apoiou.

Ao meu pai pelo constante apoio!

Aos meus irmãos, Rafael, Tita e Carol pelo carinho.

Ao meu avô Toninho pelo incentivo.

À minha madrinha Tia Ná, pela dedicação, apoio e carinho.

À Juliana F. H. Rodrigues que me ajudou e apoiou nos momentos complicados desse doutorado e por ter colocado na minha vida a “princesa Luísa”.

À todas as pessoas que me apoiaram e que contribuíram de uma forma ou de outra para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS.....	1
OBJETIVO GERAL.....	4
REVISÃO DE LITERATURA	5
I) <i>Fundamentação teórica</i>	6
I.1) Inferência Bayesiana	6
I.2) Amostrador de Gibbs.....	10
II) <i>Características de carcaça obtidas por ultrassom</i>	14
III) <i>Características reprodutivas</i>	19
IV) <i>Características de crescimento</i>	22
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	24
CAPÍTULO 2 - ESTUDO DA ÁREA DE OLHO DO LOMBO E DA ESPESSURA DE GURDURA OBTIDAS POR ULTRASSOM AO ANO E AO SOBREANO E SUAS RELAÇÕES COM OUTRAS CARACTERÍSTICAS DE IMPORTÂNCIA ECONÔMICA, EM BOVINOS DA RAÇA NELORE.....	37
RESUMO.....	37
PALAVRAS-CHAVE	37
STUDY OF THE LONGISSIMUS MUSCLE AREA AND THE SUBCUTANEOUS FAT MEASURED BY REAL TIME ULTRASOUND AT 12 AND 18 MONTH OF AGE AND THEIR ASSOCIATIONS WITH OTHER ECONOMICALLY RELEVANT TRAITS IN NELORE CATTLE	38
ABSTRACT.....	38
KEYWORDS	38
INTRODUÇÃO	39
MATERIAL E MÉTODOS	40
RESULTADOS E DISCUSSÃO	44
CONCLUSÃO	55
ANEXO	56
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	57
CAPÍTULO 3 - ESTUDO DA ASSOCIAÇÃO GENÉTICA ENTRE CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS DE FÊMEAS E DE CRESCIMENTO E CARCAÇA OBTIDAS POR ULTRASSOM AO ANO E AO SOBREANO EM NELORE.....	61
RESUMO.....	61
PALAVRAS-CHAVE	61
STUDY OF GENETIC ASSOCIATION BETWEEN FEMALE REPRODUCTIVE AND GROWTH AND CARCASS TRAITS MEASURED BY REAL TIME ULTRASOUND AT 12 AND 18 MONTHS OF AGES	62
ABSTRACT.....	62
KEYWORDS	62
INTRODUÇÃO	63
MATERIAL E MÉTODOS	64
RESULTADOS E DISCUSSÃO	68
CONCLUSÃO	77
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	78
CAPÍTULO 4 - IMPLICAÇÕES	84

Análise Bayesiana da área de olho do lombo e da espessura de gordura obtidas por ultrassom e suas associações com outras características de importância econômica na raça Nelore

RESUMO - Objetivou-se com esse trabalho estimar os parâmetros genéticos para as características área de olho de lombo (AOL), espessura de gordura subcutânea na costela (EG) e espessura de gordura na garupa (EGP8) obtidas por ultrassom, ao ano (A) e ao sobreano (S). Além disso, foram estimadas as correlações genéticas entre essas características de carcaça obtidas por ultrassom (CCUS), e dessas com outras características de importância econômica em bovinos de corte, como peso (PS), altura do posterior (ALT) e perímetro escrotal (PE450) ao sobreano, idade ao primeiro parto (IPP) e primeiro intervalo entre partos (PIEP). Os parâmetros genéticos foram estimados em análises multi-características pelo modelo animal, utilizando-se a inferência Bayesiana via algoritmo de "Gibbs Sampling". As estimativas de herdabilidade *a posteriori* para as CCUS foram: 0,46 (AOL_A), 0,42 (EG_A), 0,60 (EGP8_A), 0,33 (AOL_S), 0,59 (EG_S) e 0,55 (EGP8_S), mostrando que se essas características forem utilizadas como critério de seleção, as mesmas devem responder rapidamente à seleção individual, sem causar antagonismo na seleção do PE450, PS (A e S) e IPP. A estimativa de herdabilidade *a posteriori* para as características IPP e PIEP foi de magnitude moderada a baixa, 0,26 e 0,11, respectivamente. A ALT apresentou correlação genética (r_g) negativa com a EG_S (-0,38) e EGP8_S (-0,32), evidenciando que a seleção para animais mais altos pode levar a animais tardios em termos de terminação da carcaça. A seleção para melhorar as CCUS, o PIEP e o PE450 não afetará a IPP, contudo, animais mais pesados e mais altos tendem a ser mais precoces sexualmente (r_g variou entre -0,22 e -0,44). Com exceção da EG_S ($r_g=0,40$), a seleção para as CCUS e as características de crescimento não afetará o PIEP, por resposta correlacionada.

Palavras-chave: amostragem de Gibbs, carcaça, correlação genética, herdabilidade, precocidade sexual

Bayesian analysis of longissimus muscle area and subcutaneous fat measured by real time ultrasound and their relations with other economically relevant traits in Nelore cattle

SUMMARY - The objective of this work was to estimate genetic parameters for the traits longissimus muscle area (LMA), backfat thickness (BF) and rump fat thickness (RF) measured by real time ultrasound at 12 (Y) and 18 (S) months of age. In addition, this study aimed estimate the genetic correlations between these carcass traits measured by real time ultrasound (CTUS), and those with other economically important traits in beef cattle, i.e., weight (W), hip height (HH) and scrotal circumference (SC450) at 18 months of age, age at first calving (AFC) and first calving interval (FCI). The genetic parameters were estimated in multi-trait analyses, with animal models, by Bayesian inference using the Gibbs Sampling algorithm. The heritability estimates for LMA (Y and S), BF (Y and S) and RF (Y and S) were 0.46 and 0.33, 0.42 and 0.59, and 0.60 and 0.55, respectively, showing that if these traits will used as selection criteria, they must respond quickly to individual selection, without causing antagonism in the selection of the SC450, W (Y and S) and AFC. The *a posteriori* heritability estimates for AFC and FCI were from moderate to low, 0.26 and 0.11, respectively. The HH showed negative genetic correlations (r_g) with BF_S (-0.38) and RF_S (-0.32), suggesting that long term selection for taller animals would tend to produce animals with less subcutaneous fat, i.e. later-maturing in terms of carcass finishing. Selection to improve CTUS, FCI and SC450 will not affect the AFC, however, heavier and taller animals tend to be more sexually precocious (r_g ranged between -0.22 and -0.44). Except for the BF_S ($r_g=0.40$), the selection for the CTUS and growth traits will not affect the FCI, by correlated response.

Keywords: carcass, genetic correlation, Gibbs sampling, heritability, sexual precocity

ANÁLISE BAYESIANA DA ÁREA DE OLHO DO LOMBO E DA ESPESSURA DE GORDURA OBTIDAS POR ULTRASSOM E SUAS ASSOCIAÇÕES COM OUTRAS CARACTERÍSTICAS DE IMPORTÂNCIA ECONÔMICA NA RAÇA NELORE

CAPÍTULO 1 - CONSIDERAÇÕES GERAIS

Nos últimos anos, o agronegócio brasileiro vem ocupando um espaço importante para a produção mundial de alimentos, especialmente no que se refere à carne bovina. A pecuária de corte brasileira destaca-se pelo grande volume de carne produzida e desempenha um papel fundamental na pauta de exportações do país, aumentando significativamente a balança comercial (ANUALPEC, 2007). O setor de carnes no Brasil, apesar de ainda não incorporar todas as novas tecnologias de produção e gestão, tem evoluído com aumento da produtividade do rebanho e modernização de muitas empresas rurais. Contudo, este setor ainda não apresenta competitividade em termos da qualidade requerida e remunerada pelos diferentes mercados consumidores mundiais, produzindo apenas carne em quantidade, sem consistência e padronização.

Instituído em Janeiro de 2002, pelo Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento do Brasil, por meio de instrução normativa, o Sistema Brasileiro de Identificação e Certificação de origem de carne bovina e bubalina (SISBOV) vem assegurando aos consumidores brasileiros uma carne de melhor qualidade, como também, vem mostrando ao mercado internacional, que o Brasil está empenhado em garantir a sanidade dos produtos que oferece.

Outro exemplo de preocupação em atingir o mercado internacional é o sucesso dos programas de carne certificada, os quais vem garantindo uma carne de qualidade. Entre eles, podemos citar o Nelore Natural, que faz um "marketing" relacionado à carne verde, ou seja, boi produzido exclusivamente a pasto. Um grande sucesso da garantia da qualidade da carne é demonstrado pelo "Certified Angus Beef®" que desde a sua implementação em 1.978, apresentou crescimento nas vendas, em torno de 20% ao

ano (AAA, 2001). Atualmente, esses programas vem agregando valor à carne certificada, acima do produto como "commodity", apresentando um diferencial no preço e assegurando a padronização da qualidade requerida pelos diversos mercados consumidores. Uma ressalva importante é que o conceito de qualidade da carcaça e da carne é simplesmente uma opinião cultural, ou seja, depende dos hábitos inerentes à cultura de cada país, região ou continente. Por exemplo, para o mercado Japonês e Americano (EUA), uma carne de qualidade apresenta 12% e 8% de gordura intramuscular, respectivamente. Em algumas partes do mercado Europeu, devido à preocupação em ingerir menor quantidade de gordura saturada, uma carne bovina de qualidade, deve apresentar o mínimo de gordura intramuscular possível.

A globalização do mercado deve levar a um aumento na homogeneidade em relação ao hábito dos consumidores, aumentando a demanda e direcionando o setor produtivo especialmente para produtos "in natura" (HARDWICK, 1998). Para atender às exigências desse novo cenário econômico, a pecuária brasileira terá que melhorar os seus índices produtivos, assim como, os reprodutivos, além de atender às exigências dos consumidores em relação à segurança alimentar, qualidade do produto, bem-estar animal e respeito ao meio ambiente. Para isso, nos programas de melhoramento genético deverá ser levado em conta, não só a seleção de reprodutores com melhores valores genéticos para características de crescimento e reprodutivas, mas também, para características de carcaça buscando aumento da qualidade do produto final, carne.

Existem várias maneiras de mensurar a qualidade da carcaça com o objetivo de melhorar as características organolépticas da carne. A utilização de metodologias que impliquem no abate do animal para avaliar essa qualidade é desvantajosa. Pois, apesar de aumentar a acurácia de seleção, os altos custos do teste de progênie limitam o número de animais a serem testados, diminuindo assim a intensidade e a resposta à seleção. A técnica da ultrassonografia permite a avaliação das características na carcaça por um procedimento não invasivo e sem deixar resíduos nocivos na carne dos animais. Segundo FISHER (1997) e STOUFFER (2004) e a ultrassonografia passou a ser utilizada

como técnica para a predição da composição da carcaça de bovinos de corte a partir de 1.950, e é considerada uma tecnologia de baixo custo e de fácil aplicação, quando comparada com à mensuração realizada diretamente na carcaça após o abate.

Em alguns países, as avaliações por ultrassom têm um grande impacto econômico, já que os produtores recebem ou são penalizados de acordo com a qualidade e o rendimento dos cortes cárneos de seus animais. Devido às necessidades competitivas, as associações da América do Norte desenvolveram programas de melhoramento genético para qualidade de carcaça bovina, utilizando testes de progênie e/ou uso da técnica do ultrassom ("Beef Improvement Federation" – BIF, 2002). Em 1.974, a Associação Americana de Angus (AAA) começou a utilizar características de carcaça como critérios de seleção em programas de melhoramento genético e, desde então, foram avaliadas mais de 83.564 carcaças. A partir de 1.998 foi introduzida a técnica da ultrassonografia para a avaliação de carcaça dos animais *in vivo*, e até os dias atuais foram avaliados mais de 963.085 animais pelo ultrassom (AAA, 2009).

Geralmente, em animais taurinos, características de carcaça obtidas por ultrassom são realizadas em idades próximas ao ano (BIF, 2002). Em áreas tropicais são poucos os estudos realizados para estimação de parâmetros genéticos com animais zebuínos, sendo que nesses (YOKOO et al., 2008 & 2009; LIMA NETO et al., 2009), os animais utilizados tinham idades próximas ao sobreano (ao redor dos 18 meses de idade). Ao sobreano, animais à pasto apresentam pouca espessura de gordura subcutânea na carcaça, dificultando a verificação das diferenças genéticas entre eles. Após essa idade, na maioria das vezes, é menor o número de animais no rebanho, pois tanto ao desmame, como ao sobreano, os criadores fazem descarte. Além disso, com o avanço da idade, a mensuração das características de carcaça obtidas por ultrassom fica prejudicada, pois o arqueamento das costelas do animal vai mudando e a apófise transversa vai crescendo, impedindo um primoroso acoplamento da sonda, dificultando a coleta das imagens. Um outro empecilho é que a área de olho de lombo de animais mais velhos, por ser geralmente grande, não cabe na tela do ultrassom. Assim, outras

idades, anterior ao sobreano, poderiam ser estudadas pois, caso exista variabilidade genética nas características de carcaça obtidas por ultrassom em idades próxima ao ano e as correlações entre essas e as outras características de importância econômica sejam favoráveis, a mensuração antecipada (ao ano) seria uma alternativa, acelerando a tomada de decisão em relação à seleção para essas características.

Visando possíveis mudanças no mercado, e o longo período para que ocorram mudanças genéticas por seleção, estudos que procurem embasar qual a idade mais apropriada para se obter as características de qualidade de carcaça se fazem necessários. Além disso, como as características reprodutivas de fêmeas podem afetar significativamente a produtividade do rebanho, estudos a respeito da relação genética entre características de carcaça e reprodutivas são importantes, pois ainda não se sabe ao certo, se a precocidade sexual de fêmeas está relacionada com deposição de gordura na carcaça, musculosidade e desenvolvimento dos animais.

Objetivo Geral

Fornecer subsídios aos programas de melhoramento genético de bovinos Nelore (*Bos indicus*) quanto à idade mais indicada para mensurar as características de carcaça obtidas por ultrassom, bem como, verificar a relação dessas características com as de crescimento e reprodução.

Os objetivos específicos são:

✓ Estimar os parâmetros genéticos para as características, área de olho de lombo, espessura de gordura subcutânea, ambas obtidas na região entre a 12^a e 13^a costelas e espessura de gordura na garupa, localizada entre o ílio e o ísquio, mensuradas ao ano e ao sobreano;

✓ Estimar as correlações genéticas e fenotípicas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano e outras características de importância econômica, como peso, altura do posterior e perímetro escrotal;

✓ Estimar os parâmetros genéticos para as características reprodutivas medidas em fêmeas, como idade ao primeiro parto e primeiro intervalo entre partos e as correlações genéticas entre essas características e outras de importância econômica, como as de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano, pesos em diferentes idades, altura do posterior e perímetro escrotal ajustado aos 450 dias de idade.

Revisão de literatura

Nos programas de seleção, o objetivo principal é a mudança da média fenotípica do rebanho. Esse processo pode ser realizado por meio da escolha dos melhores indivíduos que serão utilizados como pais da próxima geração e para isso, é necessária que haja variabilidade genética, pois o que se busca, é o aumento da frequência dos genes favoráveis na população. No entanto, nem toda variação observada nos animais é herdável, ou seja, de origem genética aditiva. Dessa forma, a seleção dos reprodutores se torna um processo complexo, necessitando de métodos estatísticos sofisticados para estimação dos parâmetros genéticos e predição dos valores genéticos.

Atualmente, a avaliação genética de animais é baseada na metodologia de modelos mistos, proposta por HENDERSON (1973). Esse método, consiste basicamente na predição dos valores genéticos, tomados como aleatórios, ajustando-se as observações fenotípicas em relação aos efeitos fixos do modelo que, geralmente, são associados a efeitos ambientais, sendo que esses dados (observações) podem ser balanceados ou desbalanceados. Para a utilização desta metodologia é necessário o conhecimento prévio dos componentes de (co)variância. Assim, como normalmente esses componentes são desconhecidos, torna-se necessário estimá-los. Portanto, metodologias têm sido desenvolvidas para tal finalidade, dentre as quais, podemos citar basicamente três métodos de estimação: os momentos, a função de verossimilhança e as funções quadráticas.

I) Fundamentação teórica

Dentre os métodos derivados dos momentos estão o método de FISHER (1918), análise de variância (ANOVA), e os métodos I, II e III de HENDERSON (1953), que em caso de dados balanceados, são análogos ao método ANOVA, nos quais os quadrados médios são igualados às suas respectivas esperanças.

Os métodos dos estimadores quadráticos, não-viesado de norma mínima, MINQUE (RAO, 1971a), de variância mínima, MIVQUE (RAO, 1971b) e o iterativo de norma mínima, I-MINQUE (SEARLE, 1987) são exemplos de estimadores sobre funções quadráticas.

Ultimamente, os métodos derivados da função de verossimilhança são os mais utilizados para estimar os componentes de (co)variância. Assim, podemos citar os métodos da máxima verossimilhança – ML (HARTLEY & RAO, 1967), que se baseia na maximização do logaritmo da função densidade de probabilidade das observações, e da máxima verossimilhança restrita – REML (PATTERSON & THOMPSON, 1971). O método da REML considera a maximização da função de verossimilhança independente dos efeitos fixos, além da consideração dos graus de liberdade utilizados na estimação dos efeitos fixos. Contudo, em geral, esses métodos de estimação denominados freqüentistas, consideram muitas aproximações e fortes suposições, as quais se baseiam no teorema do limite central, e se estas suposições forem violadas, o que não é muito difícil, isso poderia gerar estimativas e predições equivocadas.

Em vista das limitações dos métodos freqüentistas, mais recentemente, inúmeras publicações (GIANOLA & FOULLEY, 1982; GIANOLA & FERNANDO, 1986; WANG et al., 1994; VAN TASSEL et al., 1995; SCHENKEL et al., 2002) vêm sendo feitas demonstrando a utilização de métodos Bayesianos como uma poderosa ferramenta para resolução de problemas relacionados à avaliação genética dos animais.

I.1) Inferência Bayesiana

Segundo BLASCO (2001), alguns anos antes do primeiro artigo de Count Laplace, em 1974, o princípio Bayesiano foi expresso em um artigo científico apresentado na "Royal Society" de Londres, e atribuído a um desconhecido sacerdote, o reverendo Thomas Bayes, que nunca publicou um trabalho em matemática durante sua vida. Entretanto, segundo STIGLER (1983), o princípio sobre o qual a inferência Bayesiana se baseia foi elaborado antes disso. STIGLER (1983) atribui a base da inferência Bayesiana a Saunderson (1683-1739), um professor que possuía deficiência visual e que publicou um grande número de trabalhos em várias áreas da matemática. Na prática, a escola Bayesiana foi fundada por Count Laplace, com a publicação de vários trabalhos entre os anos de 1774 e 1812, os quais tiveram um papel preponderante nas áreas científicas, durante o século 19 (STIGLER, 1986).

Apesar da teoria Bayesiana estar fundamentada nos trabalhos desenvolvidos nos séculos passados, somente nas últimas décadas surgiram publicações mostrando a sua aplicação na área da genética quantitativa. RONNINGEN (1971) e DEMPFLER (1977) discutiram que o "Best Linear Unbiased Predictor" (BLUP) poderia ser interpretado como um preditor Bayesiano, e HARVILLE (1974) ofereceu uma interpretação Bayesiana da REML. Posteriormente, GIANOLA & FOULLEY (1982) introduziram métodos Bayesianos na análise de características de limiar e, em seguida, GIANOLA & FERNANDO (1986) destacaram possibilidades adicionais do uso da estatística Bayesiana no melhoramento animal em geral.

A inferência Bayesiana, ao contrário da inferência clássica, ou seja, a frequentista, leva em conta o conceito de probabilidade. Na prática, a maior diferença é tentar medir o grau de incerteza que se tem sobre a ocorrência de um determinado evento do espaço amostral, utilizando distribuições de probabilidades *a priori* e a amostral (verossimilhança). Na inferência Bayesiana, a incerteza sobre os parâmetros desconhecidos associa-se uma distribuição de probabilidade (GIANOLA & FERNANDO, 1986), enquanto que, na inferência frequentista, os parâmetros são valores fixos ou constantes, aos quais não se associam a qualquer distribuição (BLASCO, 2001).

No contexto Bayesiano, o objetivo é, condicionalmente aos dados observados, descrever a incerteza sobre o valor de algum parâmetro (θ), em termos de probabilidades ou densidades, que é denominada distribuição *a posteriori* de θ (BOX & TIAO, 1992). O parâmetro pode ser um escalar (θ) ou um vetor de parâmetros ($\theta = \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$). Por exemplo, se o parâmetro de interesse é a covariância genética entre duas características (θ_{AB}), o objetivo da inferência Bayesiana é encontrar a densidade de probabilidade condicional (em relação aos dados) dessa covariância, denominada distribuição *a posteriori* de θ_{AB} , denotado por $f(\theta_{AB}|\gamma)$, onde γ é o vetor de observações. Uma vez obtida essa distribuição (densidade de probabilidade), diferentes tipos de inferências podem ser feitas, como por exemplo, calcular a probabilidade de θ_{AB} estar entre 0,1 e 0,3, por meio da integração da função entre esses valores. É possível também obter o intervalo de menor amplitude no qual a probabilidade de encontrar θ_{AB} seja 95%, e assim por diante (BLASCO, 2001).

Segundo GIANOLA & FERNANDO (1986), na estatística Bayesiana, de forma geral, para se obter a distribuição *a posteriori* de θ , $f(\theta|\gamma)$, há a necessidade de derivar a distribuição de probabilidade conjunta de θ e γ , a qual pode ser escrita como um produto de duas densidades, a distribuição *a priori*, $f(\theta)$, e a distribuição amostral, $f(\gamma|\theta)$. Para melhor ilustrar, na equação [1], descrita abaixo, pode-se observar a probabilidade de dois eventos acontecerem juntos:

$$P(A,B) = P(A|B) \cdot P(B) = P(B|A) \cdot P(A) \quad [1]$$

Assim, utilizando-se a propriedade básica de probabilidades condicionais, conhecida por Regra de Bayes ou Teorema de Bayes, condiciona-se A ao valor conhecido de B:

$$P(A|B) = P(B|A) \cdot P(A) / P(B) = P(A,B) / P(B) \quad [2]$$

No presente exemplo:

$$f(\theta|\gamma) = f(\gamma|\theta) \cdot f(\theta) / f(\gamma) = f(\theta,\gamma) / f(\gamma) \quad [3]$$

onde $f(\theta|\gamma)$ é a função de probabilidade *a posteriori* de θ , também conhecida como distribuição *a posteriori* marginal do parâmetro de interesse, representando o

conhecimento a respeito de θ após a observação dos dados em y ; $f(\theta)$ é a função de probabilidade *a priori* de θ , representando o conhecimento prévio a respeito dos elementos de θ antes da observação dos dados; $f(y|\theta)$ é a função de verossimilhança ou distribuição amostral, representando a contribuição de y para o conhecimento sobre θ ; e $f(y)$ é a função de distribuição marginal dos dados. Como y não é função de θ , então $f(\theta|y)$ é proporcional apenas ao produto de $f(\theta)$ por $f(y|\theta)$. Dessa forma, tem-se, então, que o Teorema Bayes pode ser utilizado para combinar a informação contida nos dados (verossimilhança) com a probabilidade *a priori*. Essa distribuição *a posteriori* de θ também pode ser denominada densidade *a posteriori* não-normalizada, e é dada por:

$$f(\theta|y) \propto f(y|\theta) \cdot f(\theta_{AB}) \quad [4]$$

onde \propto significa: proporcional a.

Na filosofia bayesiana, não há distinção entre estimação de efeitos fixos, predição de efeitos aleatórios, ou estimação de componentes de (co)variância, pois todo parâmetro do modelo é tratado como uma variável aleatória. Dessa forma, para estimar qualquer parâmetro, tem-se que esse parâmetro é um vetor de quantidades não observáveis, seja ele um efeito fixo, ou aleatório, bem como, um componente de (co)variância. Para maiores detalhes sobre os métodos bayesianos ver por exemplo, BOX & TIAO (1992), BERNARDO & SMITH (1994) e O'HAGAN (1994).

Embora os métodos bayesianos sejam teoricamente poderosos, nota-se na equação [4], que para se obter a distribuição *a posteriori* de um parâmetro qualquer (θ , por exemplo), é necessário obter a distribuição *a priori* desse parâmetro, assim como, a distribuição condicional do vetor de observações (y) dado θ . Dessa forma, para qualquer inferência a respeito de θ é necessário integrar a função $f(\theta|y)$, que é a distribuição *a posteriori* conjunta dos parâmetros, caso tenha mais de um parâmetro, em relação a todos os outros elementos que a constituem. Contudo, na maioria das vezes, a resolução analítica desta integral é, em geral, impraticável, pois essa operação é muito difícil de ser feita, tanto em análises multivariadas como em análises univariadas com

muitos parâmetros a serem estimados, inviabilizando a aplicação da estatística Bayesiana.

Mesmo quando a distribuição condicional conjunta *a posteriori* pode ser obtida analiticamente, em determinadas situações, sua expressão não tem a forma de uma densidade conhecida ou fácil de ser amostrada. As alternativas neste caso são métodos de aproximação numérica, que são baseados em simulação estocástica. Assim, algumas soluções para esse tipo de problema são sugeridas, como por exemplo, a utilização de métodos de Monte Carlo, mais especificamente Cadeias de Markov, que são métodos de simulação, os quais consideram as distribuições condicionais completas *a posteriori* de cada parâmetro para gerar amostras que convergem para a densidade marginal, com o aumento do tamanho dessa amostra (GELFAND & SMITH, 1990; GILKS et al., 1996; GELFAND, 2000). Dentre os métodos de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC, "Monte Carlo Markov Chain"), aqueles derivados do Algoritmo de Metropolis-Hastings (METROPOLIS et al., 1953; HASTINGS, 1970), como por exemplo o Amostrador de Gibbs ("Gibbs Sampler"), têm-se mostrado bastante úteis e eficientes em vários problemas multidimensionais (GELFAND et al., 1990).

I.2) Amostrador de Gibbs

O Amostrador de Gibbs, que inicialmente foi utilizado por GEMAN & GEMAN (1984) no contexto de restauração de imagens, é um esquema iterativo de amostragem de uma cadeia de Markov, sendo um caso especial do Metropolis-Hastings, onde sempre se aceita a amostra do valor aleatório. Em melhoramento animal, o Amostrador de Gibbs vem sendo bastante utilizado no intuito de fornecer amostras aleatórias da distribuição *a posteriori* conjunta ou marginal por meio das distribuições condicionais completas, sem a necessidade de calcular a sua função densidade de probabilidade conjunta e a resolução de integrais. No amostrador de Gibbs a cadeia sempre se move para um novo valor, sendo que, as transições de um estado para outro são feitas de acordo com as distribuições condicionais completas (CASELLA & GEORGE, 1992).

Dada a função de máxima verossimilhança e a densidade *a priori*, calcula-se a densidade conjunta *a posteriori* do parâmetro desconhecido (BESAG et al., 1995). Assim, para obter a distribuição condicional completa de cada parâmetro basta pegar os termos da distribuição conjunta que não dependem desse parâmetro (TANNER, 1996; BESAG et al., 1995; LEE, 1997). A partir dessa densidade, obtém-se a distribuição condicional completa de cada variável, fixando-se as demais variáveis da densidade conjunta (CASELLA & GEORGE, 1992). O algoritmo pode ser explicado assim:

Supondo-se que a distribuição *a posteriori* conjunta de interesse seja $f(\theta|y)$, em que θ_i é um vetor $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$. Para encontrar as distribuições marginais de θ_i , seria necessário integrar a distribuição condicional conjunta *a posteriori* $f(\theta|y)$ em relação aos demais parâmetro do vetor θ , por exemplo, $f(\theta_i|y) = \int \int \dots \int f(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p|y) d\theta_{-i}$ sendo que $\theta_{-i} = \theta_1, \dots, \theta_{i-1}, \theta_{i+1}, \dots, \theta_p$, que é o vetor θ com seu i -ésimo componente removido. O Amostrador de Gibbs gera amostras da densidade conjunta por meio de amostragem sequencial das distribuições condicionais completas. A densidade condicional completa *a posteriori* de θ_1 pode ser descrita como, $f(\theta_1|\theta_2, \dots, \theta_p, y)$, e assim por diante, para $\theta_2, \dots, \theta_p$.

As amostras começam com um valor inicial arbitrário $\theta_2^{(1)}, \theta_3^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}$, obtendo-se $\theta_1^{(1)}$ pela simulação de uma variável aleatória da distribuição condicional, $f(\theta_1^{(1)}|\theta_2^{(1)}, \theta_3^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}, y)$. Sequencialmente, o amostrador usa $\theta_1^{(1)}, \theta_3^{(1)}, \theta_4^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}$ para gerar um novo valor de $\theta_2^{(1)}$, usando a distribuição condicional, $f(\theta_2^{(1)}|\theta_1^{(1)}, \theta_3^{(1)}, \theta_4^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}, y)$. Dessa forma, segue-se amostrando cada um dos valores do parâmetro $(\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)})$, até completar-se a primeira iteração do Amostrador de Gibbs, que consiste em simular um parâmetro, condicionalmente aos valores dos outros parâmetros, até amostrar todos os parâmetros. Terminada a primeira iteração, o amostrador usa $\theta_2^{(1)}, \theta_3^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}$ para gerar um novo valor de $\theta_1^{(2)}$, usando a distribuição condicional, $f(\theta_1^{(2)}|\theta_2^{(1)}, \dots, \theta_p^{(1)}, y)$, e assim por diante, até completar-se a segunda iteração do Amostrador de Gibbs.

Repetindo-se esse processo k vezes, pode-se demonstrar que, após um grande número de iterações, a sequência de valores gerados pelo Amostrador de Gibbs converge para uma distribuição estacionária igual a $f(\theta|y)$, sendo que cada valor de θ obtido pelo Amostrador de Gibbs após convergência, é um valor simulado da distribuição conjunta de seus elementos (GEMAN & GEMAN, 1984).

A partir do momento em que se alcança a convergência, a cadeia permanece nesta distribuição e "passeia" para sempre no seu novo "subespaço" (TIERNEY, 1994). Assim, a sequência de valores gerados das amostras aleatórias, $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$, desse novo "subespaço", extraídas das condicionais, se aproxima da distribuição de equilíbrio, ou seja, são equivalentes às amostras aleatórias da distribuição conjunta e/ou marginal *a posteriori* (CASELLA & GEORGE, 1992). Dessa forma, pode-se calcular aproximações da estimativa da média, desvio-padrão, moda, entre outras, sem a necessidade de se resolver integral, sendo que, tanto melhor será essa estimação, quanto maior for o número de amostras utilizadas.

Vale lembrar que, por se tratar de um processo de Markov, amostras sucessivas são dependentes entre si, assim, aconselha-se descartar algumas iterações intermediárias para se obter amostras independentes. Naturalmente, por se tratar de uma simulação com valores iniciais arbitrários, recomenda-se descartar as amostras iniciais, o que é denominado de "burn-in", sendo que esse descarte, obviamente está relacionado com a velocidade de convergência da cadeia de Gibbs.

Existem dificuldades em detectar a convergência da cadeia de Gibbs, assim, vários testes, os quais verificam a estacionalidade da cadeia, o descarte inicial, o tamanho efetivo de amostra, entre outros, são descritos na literatura (GELMAN & RUBIN, 1992; GEYER, 1992; GEWEKE, 1992; RAFTERY & LEWIS 1992a,b). Contudo, infelizmente, estes testes não são perfeitos (CASELLA & GEORGE, 1992).

Apesar dos testes de convergência apresentarem algumas desvantagens, uma grande vantagem da estatística Bayesiana é a utilização de informações adicionais, ou seja, informações prévias do que se estuda. Essas informações podem ser utilizadas

para a construção de uma distribuição *a priori* a qual, juntamente com a verossimilhança $f(y|\theta)$ (exemplo da equação 4), fornece uma estimativa média entre o conhecimento prévio (*a priori*) e as informações dos próprios dados (verossimilhança). O conhecimento *a priori* é mais importante quando as informações disponíveis são escassas ou pouco informativas. Quando se tem grande volume de dados (por exemplo, grande número de progênies por reprodutor) as informações *a priori* tendem a ser dominadas pela função de verossimilhança. Para maiores detalhes sobre o Amostrador de Gibbs ver por exemplo CASELLA & GEORGE (1992), TIERNEY (1994), BESAG et al. (1995), TANNER (1996), e LEE (1997).

Vale ressaltar que, quando a distribuição condicional completa de interesse, $f(\theta_i | \theta_{-i}, y)$, não tem a forma de uma densidade conhecida, não sendo possível gerar valores diretamente dessa distribuição, uma alternativa é utilizar o algoritmo de Metropolis-Hastings que é um método MCMC definido a partir dos trabalhos de METROPOLIS et al. (1953) e HASTINGS (1970). O método consiste em gerar valores candidatos θ_i de uma densidade auxiliar que possa ser amostrada. Ao contrário do "Gibbs Sampler", os valores candidatos do algoritmo de Metropolis-Hastings são aceitos ou não, dada uma certa probabilidade.

Inferência Bayesiana tem sido aplicada em diversas outras áreas do melhoramento genético animal, como por exemplo: análises de QTL - "Quantitative Trait Loci" (GREEN, 1995; SATAGOPAN et al., 1996; UIMARI & HOESCHELE, 1997), análise de sobrevivência (DUCROQ & CASELLA, 1996), modelos lineares ou não lineares de hierarquia (VARONA et al., 1997), regressão aleatória (JAMROZIK & SCHAEFFER, 1997), modelos lineares generalizados (TEMPELMAN, 1998), curvas de crescimento linear e não linear (MIGNON-GASTREAU et al., 2000; FORNI et al., 2009), seleção genômica (MEUWISSEN et al., 2001), construção de mapas genéticos (ROSA et al., 2002), dentre muitos outros.

II) Características de carcaça obtidas por ultrassom

Segundo CUNDIFF et al. (1993), uma carcaça de qualidade deve apresentar quantidade de gordura suficiente para garantir sua preservação e características desejáveis para o consumo. Alguns autores, entre eles, DRANSFIELD (1994) e SAUNDERS (1994), observaram que a taxa de proteólise miofibrilar, que é o processo de maturação da carne, está intimamente relacionada às variações de pH do meio intracelular. Segundo WATANABE et al. (1993), os valores de pH na carne apresentam relação direta e positiva com a quantidade de gordura subcutânea, o que permite a maior preservação da carne no *post mortem*, garantindo assim, sua qualidade. De acordo com BOLEMAN et al. (1998), dentre os fatores que afetam a qualidade da carcaça, destacam-se o rendimento de cortes cárneos, a porcentagem de gordura subcutânea e intramuscular, além da maciez da carne.

A falta de uniformidade da idade ao abate dos animais, a cobertura de gordura subcutânea em padrões não desejáveis e a marmorização da carne em quantidades não satisfatórias representam as principais dificuldades da indústria de carne bovina no Brasil e no mundo, visto que esses fatores possuem grande influência na maciez, coloração e palatabilidade do produto final. Desta maneira, as variações de qualidade da carne bovina são devidas, principalmente, à falta padronização dos sistemas de produção, à genética dos rebanhos e à inabilidade em identificar as carcaças com quantidade e qualidade de carne desejada (SHACKELFORD et al., 1991). Adicionalmente, a falta de planejamento agropecuário e, principalmente, a não organização de programas de melhoramento genético contribuem para este aspecto. Assim, para garantir a segurança e a qualidade da carne será necessário desenvolver programas de melhoramento genético para qualidade de carcaça que atendem às exigências do mercado consumidor e promovam o progresso genético do rebanho brasileiro.

Vários estudos, dentre eles WILSON (1992) e HERRING et al. (1998), têm demonstrado que a utilização da técnica do ultrassom no melhoramento animal pode

ser uma ferramenta objetiva e acurada para mensuração da musculosidade, cobertura de gordura e marmoreio, ajudando a estimar o rendimento de carne à desossa, entre outras coisas. Atualmente, em áreas tropicais, as características de qualidade da carcaça obtidas por ultrassom em tempo real mais estudadas são:

➤ AOL (cm²) – Área de olho de lombo, que é a área de uma secção transversal do músculo *Longissimus dorsi* entre as 12^a e 13^a costelas, freqüentemente utilizada como característica indicadora de musculosidade (Figuras 1 e 2, medida **a**);

➤ EG (mm) – Espessura de gordura subcutânea na costela, que é a espessura do depósito de gordura subcutânea entre as 12^a e 13^a costelas. É uma característica indicadora do grau de acabamento da carcaça, o qual determina a qualidade da carne por proteger a carcaça no resfriamento (Figuras 1 e 2, medida **a**);

➤ EGP8 (mm) – Espessura de gordura subcutânea na garupa, que é a espessura do depósito de gordura subcutânea na garupa entre o íleo e o ísqueo. É também uma característica indicadora do grau de acabamento da carcaça e a sua deposição, inicia-se mais cedo que o das costelas (YOKOO et al., 2008). Esta característica, foi assim denominada em função de um determinado pesquisador na Austrália que marcou vários pontos para obter a gordura subcutânea na garupa do animal. Dentre esses pontos, o de número oito foi o que mostrou maior consistência para tal mensuração, pois se situava na intersecção dos músculos *Gluteus medius* e *Biceps femoris*, localizados entre o ílio e o ísquio do animal (Figuras 1 e 2, medida **b**).

Nas Figuras 1 e 2 são apresentados os locais das medidas de ultrassom e os pontos anatômicos em que se deve obter as imagens de ultrassom para interpretação da AOL, EG e da EGP8.

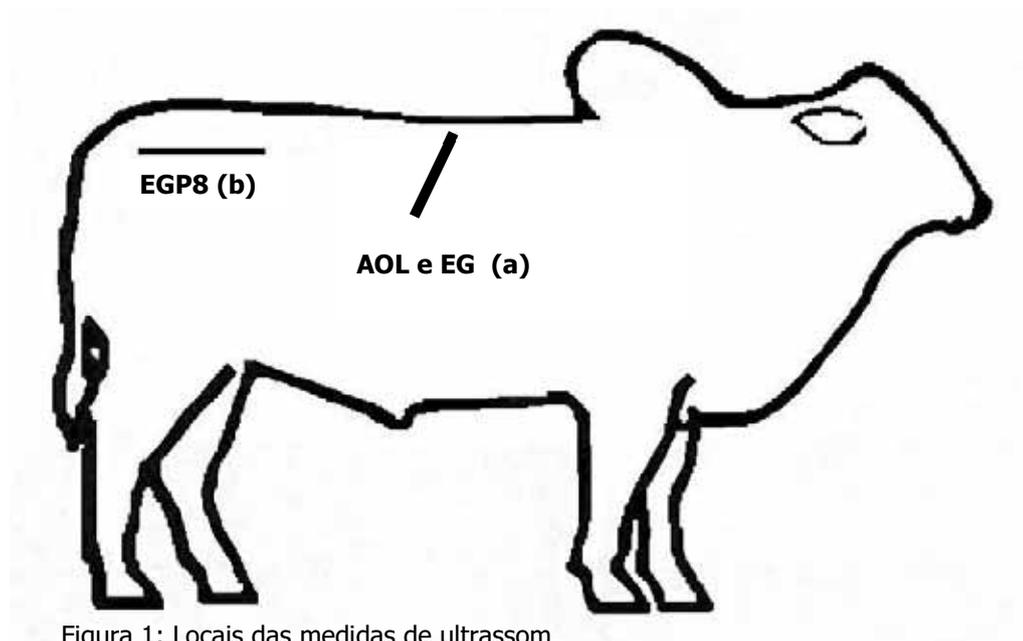


Figura 1: Locais das medidas de ultrassom

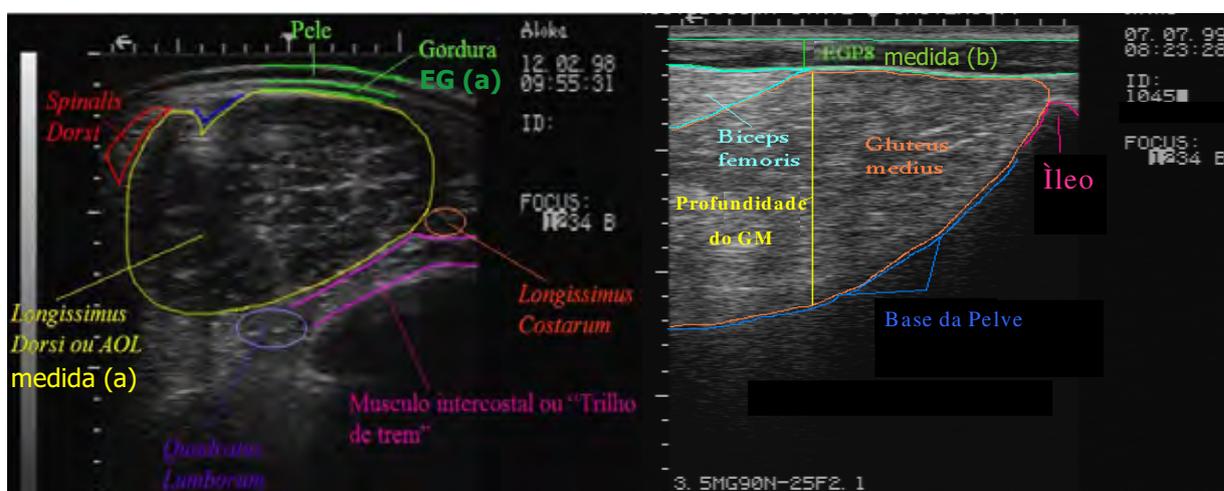


Figura 2: Descrição dos pontos anatômicos de uma imagem obtida na região entre a 12^a e a 13^a costelas (medida **a** à esquerda, AOL e EG) e da imagem obtida na garupa (medida **b** à direita, EGP8).

As características de carcaça medidas por ultrassom momentos antes do abate apresentam estimativas de correlações genéticas de magnitudes moderadas a altas e

positivas com as mesmas características obtidas diretamente na carcaça dos animais após o abate, variando entre 0,60 e 0,89 (PERKINS et al., 1992; MAY et al., 2000; GREINER et al., 2003). Apesar dessa técnica ser bastante vantajosa, poucos estudos foram feitos com relação à estimação de componentes de (co)variância das características de carcaça obtidas por ultrassom em animais da raça Nelore e apenas algumas estimativas foram reportadas, sendo que a maioria em Anais de Congresso. FIGUEIREDO et al. (2000), SAINZ et al. (2003) e YOKOO et al. (2008 & 2009) relataram estimativas de herdabilidade para AOL, de magnitude moderada (0,20, 0,29, 0,35 e 0,37, respectivamente), entretanto, BARBOSA et al. (2005a) obtiveram uma alta estimativa de 0,64. Para a característica EG e EGP8, alguns autores, dentre eles, SAINZ et al. (2003), BARBOSA et al. (2005a) e YOKOO et al. (2008 & 2009) relataram estimativas de herdabilidade de magnitude moderada a alta (0,44, 0,41, 0,52 e 0,55, respectivamente para EG e 0,62, 0,62, 0,65, 0,40, 0,43, respectivamente para EGP8), contudo, FIGUEIREDO et al. (2000) obtiveram uma estimativa baixa para a característica EG, 0,04.

Da mesma forma que em animais da raça Nelore, nas raças taurinas e compostas, JOHNSON et al. (1993), REVERTER et al. (2000) e CREWS JUNIOR et al. (2003) relataram estimativas de herdabilidade moderadas para AOL (0,39, 0,38 e 0,37, respectivamente). Para a característica EG, SHEPARD et al. (1996), REVERTER et al. (2000), CREWS JUNIOR & KEMP (2001), KEMP et al. (2002) e CREWS JUNIOR et al. (2003) descreveram estimativas de herdabilidade similares às descritas para animais Nelore (0,56, 0,51, 0,46, 0,39 e 0,53, respectivamente), no entanto, JOHNSON et al. (1993), ROBINSON et al. (1993), MOSER et al. (1998) e STELZLENI et al. (2002) reportaram menores coeficientes (0,11, 0,30, 0,11 e 0,26, respectivamente). ROBINSON et al. (1993) e REVERTER et al. (2000) estimaram coeficientes de herdabilidade semelhantes, comparados com os estimados em animais da raça Nelore para a EGP8, em animais taurinos (0,37 e 0,55, respectivamente).

Todos os estudos em rebanhos da raça Nelore foram feitos em animais com idades próximas ao sobreano, ou seja, ao redor dos 18 meses de idade, porém, os estudos em raças taurinas foram realizados em animais com idades próximas ao ano, sendo que essa idade é a recomendada pelo "Beef Improvement Federation" nos EUA e Canadá (BIF, 2002). Alguns trabalhos com modelos de regressão aleatória (HASSEN et al., 2003 & 2004), descreveram maior variabilidade genética para AOL e porcentagem de gordura intramuscular obtidas por ultrassom em animais da raça Angus ao redor dos 12 meses de idade.

São poucas as estimativas de correlações genéticas entre características de carcaça e características reprodutivas. Alguns autores, entre eles, TURNER et al. (1990), estudando animais da raça Hereford e JOHNSON et al. (1993) com animais da raça Brangus, relataram correlações genéticas negativas entre espessura de gordura subcutânea (EG) e característica indicadora, o perímetro escrotal (-0,89 e -0,33, nesta ordem) e correlações genéticas positivas e de magnitudes baixas a moderadas entre a AOL e o perímetro escrotal (0,49 e 0,19, respectivamente). Contudo, MEYER et al. (2004) estudando animais da raça Hereford e BARBOSA et al. (2005b) e YOKOO et al. (2006) estudando animais da raça Nelore, estimaram correlações genéticas entre espessura de gordura subcutânea (EG e EGP8) e perímetro escrotal, e entre AOL e perímetro escrotal, próximas de zero. Os autores concluíram que a seleção para as características de carcaça obtidas por ultrassom não afetará o perímetro escrotal.

Espera-se que animais mais precoces em termos de terminação da carcaça também o sejam sexualmente, pois, segundo BRONSON & MANNING (1991), a ovulação é regulada pelo balanço energético corpóreo. MEYER & JOHNSTON (2003) e MEYER et al. (2004), trabalhando com animais da raça Hereford, relataram correlações genéticas negativas, de magnitudes moderadas a baixas, entre dias para o parto e gordura (subcutânea e intramuscular), comprovando esta hipótese. No entanto, trabalhos correlacionando AOL, EG e EGP8, com características reprodutivas em fêmeas, como

idade ao primeiro parto, intervalo entre partos e primeiro intervalo entre partos, não foram encontrados na literatura.

III) Características reprodutivas

Diversos autores, entre eles, TRENKLE & WILHAM (1977), MEACHAM & NOTTER (1987), NEWMAN et al. (1992), MACNEIL et al. (1994), PHOCAS et al. (1998) e KLUYTS et al. (2007) demonstraram que as características reprodutivas são as principais responsáveis pelo retorno econômico do investimento quando comparadas com as características de crescimento e de carcaça em pecuária de corte. Rebanhos detentores de elevada precocidade sexual e fertilidade possuem maior disponibilidade de animais, tanto para venda, como para seleção, permitindo maior intensidade seletiva e, conseqüentemente, progressos genéticos mais elevados e maior lucratividade (TOELLE & ROBISON, 1985).

Atualmente, o perímetro escrotal (PE), que é uma característica indicadora de fertilidade e crescimento é uma das características mais utilizada em programas de melhoramento de bovinos de corte. Provavelmente, por essa característica ser de fácil mensuração e apresentar variabilidade genética de magnitudes moderadas a altas (LATIMER et al., 1982). Estudos relatam estimativas de herdabilidade do PE, mais alta que as características reprodutivas em fêmeas, podendo ser utilizada como característica indicadora para as mesmas (SILVA et al., 2000; DIAS et al., 2003; BOLIGON et al., 2007). As estimativas de herdabilidade do PE medido ao ano e ao sobreano em animais da raça Nelore variam de 0,25 a 0,54 (DIAS et al., 2003; BOLIGON et al., 2007; YOKOO et al., 2007). Além disso, o PE em animais jovens é um indicador útil do tamanho testicular, da capacidade de produção espermática, das características físicas do sêmen, da idade à puberdade, da fertilidade do macho, bem como das fêmeas aparentadas com ele (BRINKS et al., 1978; SILVA et al., 1993). Na literatura, relata-se que o PE apresenta estimativas de correlações genéticas positivas

com características de sêmen (KEALEY et al., 2006), de crescimento (KNIGHTS et al., 1984; YOKOO et al., 2007), e com ocorrência de prenhez em fêmeas jovens (SILVA et al., 2000), e negativa com idade à puberdade em machos e fêmeas, e com idade ao primeiro parto em fêmeas (BERGMANN et al., 1996; PEREIRA et al., 2000 & 2002 e SILVA et al., 2000).

No Brasil, poucos programas de melhoramento genético têm utilizado as características ocorrência de prenhez precoce e idade ao primeiro parto (IPP) como critério de seleção, visando o aumento da precocidade sexual de fêmeas. A redução da IPP pode afetar significativamente a produtividade do rebanho, pela sua influência na produção de bezerros durante a vida útil da matriz, possibilitando uma maior intensidade de seleção nas fêmeas e reduzindo o intervalo de gerações (MATTOS & ROSA, 1984). Segundo resultados obtidos por KOOTS et al. (1994), em diversas raças e MERCADANTE et al. (2000) e BERTAZZO et al. (2004) em Nelore, a herdabilidade estimada para a IPP, varia de 0,28 a 0,37, indicando a possibilidade de ganho genético considerável na precocidade sexual de fêmeas. Além disso, correlações genéticas com outras características de reprodução, como primeiro intervalo entre partos (PIEP), eficiência reprodutiva e permanência da matriz no rebanho são favoráveis (MERCADANTE et al., 2000; PEREIRA et al., 2000 & 2001; SILVEIRA et al., 2004; BOLIGON et al., 2007). Por outro lado, estimativas de herdabilidade de menor magnitude para IPP em animais de raças zebuínas foram relatados por SILVA et al. (2000), PEREIRA et al. (2001), TALHARI et al. (2003), DIAS et al. (2004), FORNI & ALBUQUERQUE (2005), BOLIGON et al. (2007 & 2008) e variam de 0,06 a 0,18. Entretanto, PEREIRA et al. (2002) e DIAS et al. (2004) estudando a IPP em animais da raça Nelore, sugerem que, quando as novilhas são expostas pela primeira vez à reprodução apenas aos 24 meses de idade, provavelmente, a maioria delas já ultrapassaram a fase da puberdade e, por esse motivo, a identificação das diferenças genéticas existentes entre os animais pode ser mascarada.

O intervalo entre partos (IEP) é uma das características mais utilizada para melhorar a fertilidade do rebanho, pois é de fácil mensuração e está relacionado à longevidade potencial da fêmea no rebanho. Além disso, o IEP interfere diretamente na rentabilidade da exploração pecuária, pois determina, em parte, o número de bezerros produzidos pela vaca e o intervalo de gerações, limitando dessa forma, a intensidade de seleção, caso o IEP aumente. Estudando rebanhos da raça Nelore, CAMPELLO et al. (1999) e SILVEIRA et al. (2004) estimaram coeficientes de herdabilidade moderados (0,32 e 0,42, respectivamente) para IEP. Contudo, a variação da herdabilidade dessa característica entre estudos nessa raça também é considerável, AZEVEDO et al. (2006) estimaram um baixo coeficiente de herdabilidade ($0,05 \pm 0,02$). Em raças taurinas, GUTIÉRREZ et al. (2002) e YAGÜE et al. (2009) também estimaram baixos coeficientes de herdabilidade, $0,13 \pm 0,02$ e $0,09$, respectivamente.

Uma alternativa a característica IEP, seria a utilização da característica primeiro intervalo de partos (PIEP) como critério de seleção, pois leva em conta a habilidade da fêmea re-conceber o mais rápido possível após o primeiro parto, o que hoje, é um fato difícil em rebanhos zebuínos. Contudo, MERCADANTE et al. (2000) e GRESSLER et al. (2000) estimaram baixos coeficientes de herdabilidade para essa característica, em torno de 0,10.

Baixas estimativas de herdabilidade indicam pequena variabilidade genética aditiva na expressão da característica, sendo esta mais influenciada por condições ambientais e genética não aditiva. No entanto, além de serem fundamentais para a manutenção e seleção do rebanho, os ganhos obtidos pelo melhoramento genético das características reprodutivas obtidas em fêmeas serão permanentes, justificando, desta forma, o investimento na seleção de animais geneticamente superiores para as mesmas. Além disso, ao selecionar para reduzir a IPP, pode-se estar também reduzindo o IEP, pois PEREIRA et al. (1991) estimaram correlação genética entre essas características, de 0,47.

IV) Características de crescimento

As características de crescimento são importantes em qualquer sistema de produção da pecuária de corte e têm sido amplamente adotadas como critérios de seleção nos programas de melhoramento genético, uma vez que os produtores são remunerados pelo peso da carcaça do animal na hora do abate.

Atualmente, as características peso e PE são incluídas nos critérios de seleção na maioria dos programas de melhoramento genético em bovinos de corte no Brasil. As características de crescimento como pesos em diversas idades representam o potencial de ganho em peso e possuem variabilidade genética moderada na raça Nelore (SIQUEIRA et al., 2003; YOKOO et al., 2007), permitindo ser modificadas facilmente por seleção.

Outra importante característica de crescimento é a altura do posterior (ALT). A seleção para peso em diferentes idades, assim como para PE tem levado a animais cada vez maiores. Essa prática pode não ser a mais apropriada em um sistema de criação extensivo e a inclusão da ALT nos critérios de seleção pode ser uma boa alternativa para controlar o tamanho dos animais. Segundo GUILBERT & GREGORY (1952), medidas corporais junto com o peso vivo do animal descrevem melhor um indivíduo ou uma população do que os métodos de classificação por escores. Vários autores (BAKER et al., 1988; JENKINS et al., 1991; HOFFMAN, 1997) relatam que a ALT é uma característica de fácil mensuração, menos susceptível às variações de meio ambiente e pode melhor refletir o tamanho corporal (estatura) quando comparada à medida do peso vivo do animal. Vários autores, dentre eles, VARGAS et al. (1998 & 2000), CYRILLO et al. (2001), RILEY et al. (2002), SILVA et al. (2003) e YOKOO et al. (2007) estimaram herdabilidades de magnitudes moderadas a altas para a ALT, em animais zebuínos (Brahman e Nelore), variando de 0,30 a 0,87.

Em geral, pesos nas diferentes idades e ALT apresentam correlações genéticas positivas e elevadas, variando entre 0,53 e 0,72 (BOURDON & BRINKS, 1986; CYRILLO et al., 2001; YOKOO et al., 2007).

Apesar dos pesos nas diferentes idades apresentarem correlações genética próximas de zero com espessura de gordura subcutânea (EG e EGP8) e positiva, mas de magnitude moderada com a AOL (MEYER et al., 2004; YOKOO et al., 2006), a seleção para peso, a longo prazo, pode levar à produção de animais mais altos, os quais, em determinados ambientes, podem ser mais tardios e menos eficientes (MONTAÑO-BERMUDEZ & NIELSEN, 1990; JENKINS & FERRELL, 1994; BERETTA et al., 2002), levando maior tempo para entrar em reprodução e atingir um acabamento de carcaça necessário para o abate. Estudos como os de VARGAS et al. (1998), avaliando a relação entre ALT e idade a puberdade de novilhas da raça Brahman e de SILVA et al. (2003), analisando a correlação entre ALT e IPP em fêmeas Nelore, relataram estimativas de correlações genética positivas, mas baixas, de 0,25 e 0,10, respectivamente, sinalizando que um aumento da estatura dos animais poderá levar a perdas relacionadas à reprodução. Além disso, YOKOO et al. (2006) estimaram correlações genéticas negativas e moderadas entre ALT e espessura de gordura subcutânea (EG e EGP8).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AMERICAN ANGUS ASSOCIATION (AAA). 2001. **Fast Facts About Certified Angus Beef**. Disponível em: <<http://www.certifiedangusbeef.com/cabprogram/html/fastfacts>> Acesso: 30 out. 2001.

AMERICAN ANGUS ASSOCIATION (AAA). 2009. **The business breed**. Disponível em: <<http://www.angus.org/sireeval/averages.html>> Acesso: 04 mar. 2009.

ANUALPEC. **Anuário da pecuária brasileira**. São Paulo: Instituto FNP, 2007.

AZEVEDO, D.M.M.R.; MARTINS FILHO, R.; LOBO R.N.B; MALHADO, C.H.M.; LÔBO, R.B.; MOURA, A.A.A.; PIMENTA FILHO, E.C. Desempenho reprodutivo de vacas Nelore no Norte e Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p. 988-996, 2006 (supl.).

BAKER, J. F.; STEWART, T. S.; LONG, C. R.; CARTWRIGHT, T. C. Multiple regression and principal components analysis of puberty and growth in cattle. **Journal of Animal Science**, v.66, p.2147-2158, 1988.

BARBOSA, V.; MAGNABOSCO, C.U.; FARIA C.U.; ARAUJO, F.R.C.; MANICARDI, F.; BEZERRA, L.A.F.; LÔBO, R.B.; SAINZ, R.D. Inferência bayesiana no estudo genético quantitativo de características de carcaça em novilhos da raça nelore, utilizando a técnica de ultra-sonografia. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 42., 2005, Goiânia, GO. **Anais...** Goiânia, GO: SBZ, 2005a. 1CD-ROM.

BARBOSA, V.; MAGNABOSCO, C.U.; FARIA C.U.; SAINZ, R.D.; ARAÚJO, F.R.C.; LÔBO, R.B. Implementação da amostragem de gibbs no estudo da correlação genética entre as características espessura de gordura e perímetro escrotal em tourinhos da raça Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 42., 2005, Goiânia, GO. **Anais...** Goiânia, GO: SBZ, 2005b. 1CD-ROM.

BERETTA, V.; LOBATO, J.F.P.; NETTO, C.G.M. Produtividade e eficiência biológica de sistemas de produção de gado de corte de ciclo completo no Rio Grande de Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 31(Supl. 2), p. 991-1001, 2002.

BERGMANN, J.A.G.; ZAMBORLINI, L.C.; PROCÓPIO, C.S.O.; ANDRADE, V. J.; VALE FILHO, V.R. Estimativas de parâmetros genéticos do perímetro escrotal e do peso corporal em animais da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.48, p.69-78, 1996.

BERNARDO, J.M.; SMITH, A.F.M. **Bayesian theory**. John Wiley & Sons, Chichester, U.K. 1994.

BERTAZZO, R.P.; FREITAS, R.T.F.; GONÇALVES, T.M.; PEREIRA, I.G.; ELLER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; OLIVEIRA, A.I.G.; ANDRADE, I.F. Parâmetros genéticos de longevidade e produtividade de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 5, p. 1118-1127, 2004.

BESAG, J.; GREEN, P.; HIGDON, D.; MENGERSEN, K. Bayesian computation and stochastic systems. **Statistical Science**, v. 10, n. 1, p. 03-66, 1995.

BIF. 2002. **Guidelines for Uniform Beef Improvement Programs**, 8th ed. Beef Improvement Federation (BIF), University of Georgia, Athens, GA.

BLASCO, A. The Bayesian controversy in animal breeding. **Journal of Animal Science**, 79, 2023–2046. 2001.

BOLEMAN, S.L.; BOLEMAN, S.J.; MORGAN, W.W.; HALE, D.S.; GRIFFIN, D.B.; SAVELL, J.W.; AMES, R.P.; SMITH, M.T.; TATUM, J.D.; FIELD, T.G.; SMITH, G.C.; GARDNER, B.A.; MORGAN, J.B.; NORTHCUTT, S.L.; DOLEZAL, H.G.; GILL, D.R.; RAY, F.K. National Beef Quality Audit-1995: survey of producer-related defects and carcass quality and quantity attributes. **Journal of Animal Science**, v. 76, p. 96-103, 1998.

BOLIGON A. A.; ALBUQUERQUE L. G.; RORATO P. R. N. Associações genéticas entre pesos e características reprodutivas em rebanhos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.4, p.596-601, 2008.

BOLIGON, A. A.; RORATO, P. R. N.; ALBUQUERQUE, L. G. Correlações genéticas entre medidas de perímetro escrotal e características produtivas e reprodutivas de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.3, p. 565-571, 2007.

BOURDON, R.M.; BRINKS, J.S. Scrotal circumference in yearling Hereford bulls: Adjustment factors, heritabilities and genetic, environmental and phenotypic relationships with growth traits. **Journal of Animal Science**, v. 62, p.958-967, 1986.

BOX, G. E. P. & TIAO, G. C. **Bayesian Inference in Statistical Analysis**. New York: J. Wiley-Interscience, 1992. 588p.

BRINKS, J.S; McINERNEY, J.M.; CHENOWETH, P.J. Relationships of age at puberty in heifers to reproductive traits in young bulls. **Proc. West. Sec. Amerc. Soc. Anim. Sci.**, v.29, p.28-30, 1978.

BRONSON, F.H.; MANNING J.M. The Energetic Regulation of Ovulation: A Realistic Role for Body Fat. **Biology of Reproduction**, v. 44, p. 945-950, 1991.

CAMPELLO, C.C.; MARTINS FILHO, R.; LOBO, R.N.B. Intervalos de parto e fertilidade real em vacas Nelore no estado do Maranhão. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, n.3, p.474-479, 1999.

CASELLA, G.; GEORGE, E.I. Explaining the Gibbs Sampler. **The American Statistician**, v. 46, n. 3, p. 167-174, 1992.

CREWS JUNIOR, D.H.; KEMP, D.J. Genetic parameter for ultrasound and carcass measures of yield and quality among replacement and slaughter beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.79, p.3008-3020, 2001.

CREWS JUNIOR, D.H.; POLLAK, E.J.; WEABER, R.L.; QUAAS, R.L.; LIPSEY, R.J. Genetic parameters for carcass traits and their live animal indicators in Simmental cattle. **Journal of Animal Science**, v.81, p.1427-1433, 2003.

CUNDIFF, L.V.; KOCH, R.M.; GREGORY, K.E.; CROUSE J.D.; DIKEMAN, M.E. Characteristics of diverse breeds in cycle IV of the cattle germoplasm evaluation program. **Beef Research-Progress Report**, v. 4, p. 63-71, 1993.

CYRILLO, J. N. S. G.; RAZOOK A. G.; FIGUEIREDO, L. A.; NETO L. M. B.; MERCADANTE M. E. Z.; TONHATI H. Estimativas de tendências e parâmetros genéticos do peso padronizado aos 378 dias de idade, medidas corporais e perímetro escrotal de machos nelore de Sertãozinho, SP. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n.1, p. 56-65, 2001.

DEMPFLE, L. Relation entre BLUP (Best Linear Unbiased Prediction) et estimateurs bayesiens. **Ann. Genet. Sel. Anim.**, v. 9, p. 27 – 32, 1977.

DIAS L.T.; EL FARO L.; ALBUQUERQUE L.G. Estimativas de herdabilidade para perímetro escrotal de animais da raça Nelore. **Revista Brasileira Zootecnia**, v.32, n.6, p.1878-1882, 2003.

DIAS, L.T.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Efeito da idade de exposição de novilhas à reprodução sobre estimativas de herdabilidade da idade ao primeiro parto em bovinos Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.56, n.3, p.370-373, 2004.

DRANSFIELD, E. Modelling post-mortem tenderisation-V: Inactivation of calpains. **Meat Science**, v.37, n. 3, p.391-409, 1994.

DUCROQ, V.; CASELLA, G. A. Bayesian analysis of mixed survival models. **Genet. Sel. Evol.**, v. 28, p. 505 – 529, 1996.

FIGUEIREDO, L.G.G.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; OLIVEIRA, F.F.; SHIMBO, M.V.; JUBILEU, J.S. Componentes de variância para área de olho de lombo e espessura de gordura subcutânea. In: SIMPÓSIO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE MELHORAMENTO ANIMAL, 3., 2000. Belo Horizonte, MG. **Anais...** Belo Horizonte, MG: SBMA, 2000. p.385-387.

FISHER, A. A review of the technique of estimating the composition of livestock using the velocity of ultrasound. **Computers and Electronics in Agriculture**, v.17, p.217-231, 1997.

FISHER, R.A. The correlation between relatives on the supposition of Medelian inheritance. **Transactions of the Royal Society of Edinburgh**, v.52, p.399-433, 1918.

FORNI, S.; ALBUQUERQUE, L.G. Estimates of genetic correlations between days to calving and reproductive and weight traits in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v. 83, p. 1511–1515, 2005.

FORNI, S.; PILES, M.; BLASCO, A.; VARONA L.; OLIVEIRA, H. N.; LÔBO, R. B.; ALBUQUERQUE L. G. Comparison of different nonlinear functions to describe Nelore cattle growth. **Journal of Animal Science**, v.87, p. 496-506, 2009.

GELFAND, A.E. Gibbs sampling. **Journal of the American Statistical Association**, v. 95, n. 452, p. 1300 – 1304, 2000.

GELFAND, A.E.; HILLS, S.E.; RACINE-POON, A.; SMITH, A.F.M. Illustration of Bayesian inference in normal data models using Gibbs sampling. **Journal of the American Statistical Association**, v. 85, n. 41, p. 972-985, 1990.

GELFAND, A.E.; SMITH, A.F.M. Sampling-based approaches to calculating marginal densities. **Journal of the American Statistical Association**, v. 85, n. 410, p. 348 – 409, 1990.

GELMAN, A.; RUBIN, D.B. Inference from iterative simulation using multiple sequence. **Statistical Science**, Hayward, v.7, n.4, p.457-511, 1992.

GEMAN, S.; GEMAN, D. Stochastic relaxation, Gibbs distribution and Bayesian restoration of images. **IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence**, v. 6, p. 721–741, 1984.

GEWEKE, J. **Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments.** In, Bayesian Statistics 4, J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds.), pp. 169-193. Oxford University Press. 1992.

GEYER, C. J. Practical Markov chain Monte Carlo (with discussion). **Stat. Sci.**, v. 7, p. 473–511, 1992.

GIANOLA, D.; FERNANDO, R.L. Bayesian methods in animal breeding theory. **Journal of Animal Science**, v. 63, p. 217-244, 1986.

GIANOLA, D.; FOLLEY, J.L. Non linear prediction of latent genetic liability with binary expression: An empirical Bayes approach. In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 2., Madri, Espanha, 1982. **Proceedings...** Madri, v. 7, p. 293-303. 1982.

GILKS, W.R.; RICHARDSON, S.; SPIEGELHALTER, D.J. **Markov Chain Monte Carlo in practice**. Chapman & Hall, London. 1996.

GREEN, P.J. Reversible jump Markov chain Monte Carlo computation and Bayesian model determination. **Biometrika**, v. 82, n. 4, p. 711 – 732, 1995.

GREINER S.P.; ROUSE G.H.; WILSON D.E.; CUNDIFF L.V.; WHEELER T.L. The relationship between ultrasound measurements and carcass fat thickness and longissimus muscle area in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.81, p.676–682. 2003.

GRESSLER, L.S.; BERGMANN, J.A.G.; PEREIRA, C.S. et al. Estudo das associações genéticas entre perímetro escrotal e características reprodutivas de fêmeas Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.2, p.427-437, 2000.

GUILBERT, H.R.; GREGORY, P.W. Some features of growth and development of Hereford cattle. **Journal of Animal Science**, v.11, p.3, 1952.

GUTIÉRREZ, J.P.; ALVAREZ, I. FERNÁNDEZ, I.; ROYO, L.J.; DÍEZ, J.; GOYACHE, F. Genetic relationships between calving date, calving interval, age at first calving and type traits in beef cattle. **Livestock Production Science**, v. 78, p. 215–222, 2002.

HARDWICK, P.A. Marketing internacional da carne bovina: international manager meat and livestock commission (EU). In: CONGRESSO BRASILEIRO DAS RAÇAS ZEBUÍNAS, 3., 1998. Uberaba. **Anais...** Uberaba: ABCZ, 1998. p.188-198.

HARTLEY, H.O.; RAO, J.N.K. Maximum likelihood estimation for the mixed analysis of variance model. **Biometrika**, v. 54, p. 93 – 108, 1967.

HARVILLE, D. A. Bayesian inferences for variance components using only error contrasts. **Biometrika**, v. 61, p. 383-385, 1974.

- HASSEN, A.; WILSON D. E.; ROUSE G. H. Estimation of genetic parameters for ultrasound-predicted percentage of intramuscular fat in Angus cattle using random regression models. **Journal of Animal Science**, v.81, p.35-45, 2003.
- HASSEN, A.; WILSON, D. E.; ROUSE G. H.; TAIT Jr R. G. Partitioning variances of growth in ultrasound longissimus muscle area measures in Angus bulls and heifers. **Journal of Animal Science**, v.82, p.1272-1279, 2004.
- HASTINGS, W.K. Monte Carlo sampling methods using Markov Chains and their applications. **Biometrika**, v. 57, p. 97 – 109, 1970.
- HENDERSON, C.R. Estimation of variance and covariance components. **Biometrics**, v.17, p. 226-252, 1953.
- HENDERSON, C.R. Sire evaluation and genetic trends. In: ANIMAL BREEDING AND GENETIC SYMPOSIUM IN HONOR OF DR. JAY L. LUSH, 1., Champaign, IL, EUA, 1973. **Proceedings...** Champaign, IL: ASAS, p. 10-41. 1973.
- HERRING, W.O.; KRIESE, L.A.; BERTRAND, J.K.; CROUCH, J. Comparison of four real-time ultrasound systems that predict intramuscular fat in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 76, p. 364-370, 1998.
- HOFFMAN, P. C. Optimum body size of Holstein replacement heifers. **Journal of Animal Science**, v.75, p.836-845, 1997.
- JAMROZIK, J., SCHAEFFER, L. R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regressions for yield of first lactation Holsteins. **Journal of Dairy Science**, v.80, p.726-70, 1997.
- JENKINS, T. G.; KAPS, M.; CUNDIFF, L. V.; FERRELL, C. L. Evaluation of between and within breed variation in measures of weight-age relationships. **Journal of Animal Science**, v.69, p.3118-3128, 1991.
- JENKINS, T.G.; FERRELL, C.L. Productivity through weaning of nine breeds of cattle under varying feed availabilities. I. Initial evaluation. **Journal of Animal Science**, v. 72, n. 11, p. 2787-2797, 1994.
- JOHNSON M. Z., SCHALLES R. R., DIKEMAN M. E., GOLDEN B. L. Genetic parameter estimates of ultrasound-measured longissimus muscle area and 12th rib fat thickness in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.71, p.2623-2630, 1993.
- KEALEY, C.G.; MACNEIL, M.D.; TESS, M.W.; GEARY, T.W.; BELLOWS, R.A. Genetic parameter estimates for scrotal circumference and semen characteristics of Line 1 Hereford bulls. **Journal of Animal Science**, v.84, p.283-290, 2006.

KEMP, D.J.; HERRING, W.O.; KAISER, C.J. Genetic and environmental parameters for steer ultrasound and carcass traits. **Journal of Animal Science**, v.80, p.1489-1496, 2002.

KLUYTS, J.F.; NESER, F.W.C.; BRADFIELD, M.J. Derivation of economic values for the Simmentaler breed in South Africa. **South African Journal of Animal Science**, v. 37, n. 2, p. 107-121, 2007.

KNIGHTS, S.A.; BAKER, R.L.; GIANOLA, D.; GIBB, J.B. Estimates of heritabilities and of genetic and phenotypic correlations among growth and reproductive traits in yearling Angus bulls. **Journal of Animal Science**, v.58, n.4, p.887-893, 1984.

KOOTS, K. R.; GIBSON, J. P.; SMITH, C.; WILTON, J.W. Analyses of published genetic parameters estimates for beef production traits. 1. Heritability. **Animal Breeding Abstracts**, v.62, p.309-338, 1994.

LATIMER, F. L.; WILSON, L.L.; CAIN, M. L.; STRICKLIN, W. R. Scrotal measurements in beef bulls: heritability estimates, breed and test station effects. **Journal of Animal Science**, v. 54, p.473. 1982.

LEE, P. **Bayesian Statistics: An introduction**, 2ed. John Wiley, New York. 1997.

LIMA NETO, H.R.; BERGMANN, J.A.G.; GONÇALVES, T.M.; ARAUJO, F.R.C.; BEZERRA, L.A.F.; SAINZ, R.D.; LÔBO, R.B.; SILVA, M.A. Parâmetros genéticos para características de carcaça avaliadas por ultrassonografia em bovinos da raça Guzerá. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.61, n.1, p.251-258, 2009.

MACNEIL, M.D., NEWMAN, S., ENNS, R.M., STEWART-SMITH, J. Relative economic values for Canadian beef production using specialized sire and dam lines. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 74, p. 411 - 417, 1994.

MATTOS, S.; ROSA, A. N. Desempenho reprodutivo de fêmeas das raças zebuínas. **Informativo Agropecuário**, Belo Horizonte, v.10, n. 112, p. 29-33, 1984.

MAY, S.G.; MIES, W.L.; EDWARDS, J.W.; HARRIS, I.J.; MORGAN, I.B.; GARRET, R.P.; WILLIAMS, F.L.; WISE, J.W.; CROSS, H.R.; SAVELL, J.W. Using live estimates and ultrasound measurements to predict carcass cutability. **Journal of Animal Science**, v. 78, p. 1255-1261, 2000.

MEACHAM, N.S.; NOTTER, D.R. Heritability estimates for calving date in Simental cattle. **Journal of Animal Science**, v.64, p. 701-705, 1987.

MERCADANTE, M.E.Z., LÔBO, R.B., OLIVEIRA, H.N. Estimação de (co) variâncias entre características de reprodução e de crescimento em fêmeas de um rebanho Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.997-1004, 2000.

METROPOLIS, N.; ROSENBLUTH, A.W.; ROSENBLUTH, M. N.; TELLER, A.; TELLER, H. Equations of state calculations by fast computing machines. **Journal of Chemical Physics**, v. 21, p. 1087 – 1091, 1953.

MEUWISSEN, T. H. E.; GODDARD, M. E.; HAYES, B. J. Prediction of total genetic value using genome-wide dense marker maps. **Genetics**, v. 157, p. 1819-1829, 2001.

MEYER, K.; JOHNSTON, D.J. Estimates of genetic correlations between live ultrasound scan traits and days to calving in Hereford cattle. In: PROCEEDINGS OF THE ASSOCIATION FOR THE ADVANCEMENT OF ANIMAL BREEDING AND GENETICS, 15., 2003. Melbourne, Australia. **Proceeding ...** Melbourne, Australia: CABI, 2003. p. 387-390.

MEYER, K.; JOHNSTON, D.J.; GRASER, H.U. Estimates of the complete genetic covariance matrix for traits in multi-trait genetic evaluation of Australian Hereford cattle. **Australian Journal of Agricultural Research**, v. 55, p. 195-210, 2004.

MIGNON-GRASTEAU, S.; PILES, M.; VARONA, L.; ROCHAMBEAU, H.; POIVEY, J. P.; BLASCO, A.; BEAUMONT, C. Genetic analysis of growth curve parameters for male and female chickens resulting from selection based on juvenile and adult body weights simultaneously. **Journal of Animal Science**, v.78, p.2515–2524, 2000.

MONTAÑO-BERMUDEZ, M.; NIELSEN, M.K. Biological efficiency to weaning and to slaughter of crossbred beef cattle with different genetic potential for milk. **Journal of Animal Science**, v. 68, p. 2297-2309, 1990.

MOSER, D.W.; BERTRAND, J.K.; MISZTAL, I.; KRIESE, L.A.; BENYSHEK, L.L. Genetic parameters estimates for carcass and yearling ultrasound measurements in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.76, p.2542-2548, 1998.

NEWMAN, S.; MORRIS, C.A.; BAKER, R.L.; NICOLL, G.B. Genetic improvement of beef cattle in New Zealand – breeding objectives. **Livestock Production Science**, v. 32, n. 2, p. 111-130, 1992.

O'HAGAN, A. **Bayesian Inference**, Volume 2b. Edward Arnold, Cambridge, 1994.

PATTERSON, H.D.; THOMPSON, R. Recovery of inter-block information when block size are unequal. **Biometrics**, v.58, p. 545-554. 1971.

PEREIRA, E.; ELER, J.P.; COSTA, F.A.A. et al. Análise genética da idade ao primeiro parto e do perímetro escrotal em bovinos da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.53, n.1, p.116-121, 2001.

PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Correlação genética entre perímetro escrotal e algumas características reprodutivas na raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.6, p.1676-1683, 2000.

PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. et al. Análise genética de características reprodutivas na raça Nelore. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.5, p.703-708, 2002.

PEREIRA, J.C.C.; AYALA, J.M.N.; OLIVEIRA, H.N. Efeitos genéticos e não genéticos sobre a idade ao primeiro parto e o intervalo entre partos de duas populações da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v. 43, n. 1, p. 93-102, 1991.

PERKINS, T.L.; GREEN, R.D.; HAMLIN, K.E. Evaluation of ultrasonic estimates of carcass fat thickness and longissimus muscle area in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.70, p.1002-1010, 1992.

PHOCAS, F.; BLOCH, C.; CHAPELLE, P.; BÉCHEREL, F.; RENAND, G.; MENISSIER, F. Developing a breeding objective for a French purebred beef cattle selection programme. **Livestock Production Science**, v. 57, p. 49-65, 1998.

RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. Comment: One long run with diagnostics: Implementation strategies for Markov Chain Monte Carlo. **Stat. Sci.**, v. 7, p. 493–497, 1992a.

RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. **How many iterations in the Gibbs sampler?** In: Bayesian Statistics 4, J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds.), p. 763–773. Oxford University Press. 1992b.

RAO, C.R. Estimation of variance and covariance components – MINQUE theory. **Journal Multi. Anal.**, v.1, p.257-275, 1971a.

RAO, C.R. Minimum variance quadratic unbiased estimation of variance components. **Journal Multi. Anal.**, v.1, p.445-456, 1971b.

REVERTER, A.; JOHNSTON, D.J.; GRASER, H.U.; WOLCOTT, M.L.; UPTON, W.H. Genetic analyses of live animal ultrasound and abattoir carcass traits in Australian Angus and Hereford cattle. **Journal of Animal Science**, v.78, p.1786-1795, 2000.

RILEY, D.G.; CHASE JR, C.C.; HAMMOND, A.C.; WEST, R.L.; JOHNSON, D.D.; OLSON, T.A.; COLEMAN, S.W. Estimated genetic parameters for carcass traits of Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v. 80, p.955-962, 2002.

ROBINSON, D.L.; HAMMOND, K.; McDONALD, C.A. Live animal measurement of carcass traits: estimation of genetic parameters for beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.71, p.1128-1135, 1993.

RONNINGEN, K. Some properties of the selection index derived by "Henderson's mixed model method". **Z. Tierz. Zuechtbiol**, v.83, p.186-193, 1971.

ROSA, G. J. M.; YANDELL, B. S.; GIANOLA, D. A Bayesian approach for constructing genetic maps when markers are miscoded. **Genetic, Selection, Evolution**, v. 34, p. 353-369, 2002.

SAINZ, R.D.; ARAUJO, F.R.C.; MANICARDI, F.; RAMOS J.R.H.; MAGNABOSCO, C.U.; BEZERRA, L.A.F.; LOBO, R.B.; Melhoramento Genético da Carcaça em Gado Zebuino, In: SEMINÁRIO NACIONAL DE CRIADORES E PESQUISADORES, MELHORAMENTO GENÉTICO E PLANEJAMENTO PECUÁRIO, 12., 2003. Ribeirão Preto, SP. **Anais...** Ribeirão Preto, SP: ANCP, 2003. 1CD-ROM.

SATAGOPAN, J.M.; YANDELL, B.S.; NEWTON, M.A.; OSBORN, T.C. A Bayesian approach to detect quantitative trait loci using Markov Chain Monte Carlo. **Genetics**, v. 144, p. 805-816, 1996.

SAUNDERS, A.B. The effect of acidification on myofibrillar proteins. **Meat Science**, v.37, n. 2, p.271-280, 1994.

SCHENKEL, F.S.; SCHAEFFER, L.R.; BOETTCHER, P.J. Comparison between estimation of breeding values and fixed effects using Bayesian and empirical BLUP estimation under selection on parents and missing pedigree information. **Genetic, Selection, Evolution**, v. 34, p. 41-59, 2002.

SEARLE, S.R. **Linear models for unbalanced data**. New York: John Wiley & Sons, 1987. 536p.

SHACKELFORD, S.D.; KOOHMARAIE, M.; MILLER, M.F.; CROUSE, J.D.; REAGAN, J.O. An evaluation of tenderness of the longissimus muscle of Angus by Hereford versus Brahman crossbred heifers. **Journal Animal Science**, v.69(1), p.171-177, 1991.

SHEPARD, H.H.; GREEN, R.D.; GOLDEN, B.L.; HAMLIN, K.E.; PERKINS, T.L.; DILES, J.B. Genetic parameter estimates of live animal ultrasonic measures of retail yield indicators in yearling breeding cattle. **Journal of Animal Science**, v.74, p.761-768, 1996.

SILVA, A.E.; DODE, M.A.; UNANIAN, M.M. **Avaliação da capacidade reprodutiva do touro**. In: Capacidade reprodutiva do touro de corte: funções, anormalidades e fatores que a influenciam. Campo Grande-MS: EMBRAPA-CNPGC, 1993. p.128.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORRÊA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. Herdabilidades e correlações genéticas para peso e perímetro escrotal de machos e características reprodutivas e de crescimento de fêmeas, na raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.6, p.2223-2230, 2000. (supl. 2).

SILVA, J.A.IV.; FORMIGONI, I.B.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Genetic relationship among stayability, scrotal circumference and post-weaning weight in Nelore cattle. **Livestock Science**, v. 99, p. 51-59, 2006.

SILVA, J.A.IV.; VAN MELIS, M.H.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Estimação de parâmetros genéticos para probabilidade de prenhez aos 14 meses e altura na garupa em bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1141-1146, 2003.

SILVEIRA, L.C.; McMANUS, C.; MASCIOLI, A.S.; SILVA, L.O.C.; SILVEIRA, A.C.; GARCIA, J.A.S.; LOUVANDINI, H. Fatores ambientais e parâmetros genéticos para características produtivas e reprodutivas em um rebanho Nelore no estado do Mato Grosso do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 6, p. 1432-1444, 2004.

SIQUEIRA, R. L. P. G.; OLIVEIRA J. A.; LÔBO R. B.; BEZERRA L. A. F., TONHATI H. Análise da variabilidade genética aditiva de características de crescimento na raça Nelore. **Revista Brasileira Zootecnia**, v.32, n.1, p.99-105, 2003.

STELZLENI, A.M.; PERKINS, T.L.; BROWN JUNIOR, A.H.; POHLMAN, F.W.; JOHNSON, Z.B.; SANDELIN, B.A. Genetic parameter estimates of yearling live animal ultrasonic measurements in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.80, p.3150-3153, 2002.

STIGLER, S.M. **The History of Statistics: The Measurement of Uncertainty before 1900**. Harvard University Press, Cambridge, MA. 1986.

STIGLER, S.M. Who discovered Bayes's theorem? **Am. Stat.**, v. 37, p. 290–296, 1983.

STOUFFER, J.R. History of ultrasound in animal science. **Journal of Ultrasound in Medicine**, v. 23, p. 577–584, 2004.

TALHARI, F.M.; ALENCAR, M.M.; MASCIOLI, A.S.; SILVA, A.M.; BARBOSA, P.F. Correlações genéticas entre características produtivas de fêmeas em um rebanho da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.4, p.880-886, 2003.

- TANNER, M.A. **Tools for statistical inference**, 3ed. Springer-Verlag, New York. 1996.
- TEMPELMAN, R. J. Generalized Linear Mixed Models in Dairy Cattle Breeding. **Journal of Dairy Science**, v. 81, p. 1428–1444, 1998.
- TIERNEY, L. Markov chains for exploring posterior distributions (with discussion). **Ann. Statist.**, v. 22, p. 1701–1762, 1994.
- TOELLE, V.D.; ROBISON, O.W. Estimates of genetic correlations between testicular measurements and female reproductive traits in cattle. **Journal of Animal Science**, v. 60, n. 1, p. 89-100, 1985.
- TRENKLE, A.; WILHAM, R.L. Beef production efficiency. **Science**, v.198, p. 1009, 1977.
- TURNER, J.W.; PELTON, L.S.; CROSS, H.R. Using live animal ultrasound measures of ribeye area and fat thickness in yearling Hereford bulls. **Journal of Animal Science**, v. 68, p.3502. 1990.
- UIMARI, P.; HOESCHELE, I. Mapping-linked quantitative trait loci using Bayesian analysis and Markov Chain Monte Carlo algorithms. **Genetics**, v. 146, p. 735 - 743, 1997.
- VAN TASSEL, C.P., CASELLA, G., POLLAK, E.J. Effects of selection on estimates of variance components using Gibbs sampling and restricted maximum likelihood. **Journal of Dairy Science**, v. 78, p. 678-692, 1995.
- VARGAS, C. A.; ELZO M. A.; CHASE, JR. C. C.; CHENOWETH, P. J.; OLSON T. A. Estimation of parameters for scrotal circumference, age at puberty in heifers, and hip height in Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v.76, p. 2536-2541. 1998.
- VARGAS, C. A.; ELZO M. A.; CHASE, JR. C. C.; OLSON. T. A. Genetic parameters and relationships between hip height and weight in Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v.78, p. 3045-3052. 2000.
- VARONA, L., MORENO, C., GARCIA-CORTE´S, L. A., ALTARRIBA, J. Multiple trait genetic analysis of underlying biological variables of production functions. **Livestock Production Science**, v. 47, p. 201–209, 1997.
- WANG, C. S., GIANOLA, D.; SORENSEN, D. A.; JENSEN, J.; CHRSTENSEN, A.; RUTHLEDGE, J.J. Response to Selection for Letter Size in Danish Landrace Pigs: A Bayesian Analysis. **Theor. Appl. Genet**, v. 88, p. 220-230, 1994.
- WATANABE, A.; SATO, H.; TSUNEISHI, E.; MATSUMOTO, M. Effects of fattening on post-mortem pH of beef muscles. **Meat Science**, v.35, n.2, p.269-274, 1993.

WILSON, D.E. Application of ultrasound for genetic improvement. **Journal of Animal Science**, v. 70, p. 973-983, 1992.

YAGÜE, G.; GOYACHE, F.; BECERRA, J.; MORENO, C.; SÁNCHEZ, L.; ALTARRIBA, J. Bayesian estimates of genetic parameters for pre-conception traits, gestation length and calving interval in beef cattle. **Animal Reproduction Science**, v. 114, p. 72–80, 2009.

YOKOO, M. J., ALBUQUERQUE, L. G., LOBO, R. B., SAINZ R. D., JUNIOR, J. M. C., BEZERRA, L. A. F., ARAUJO F. R. C. Estimativas de parâmetros genéticos para altura do posterior, peso e circunferência escrotal em bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.6, p.1761-1768, 2007.

YOKOO, M.J.; ALBUQUERQUE, L.G.; BIGNARDI, A.B.; PEREIRA, M.C.; SAINZ, R.D.; LOBO, R.B.; PEREIRA, C.S.; BEZERRA, L.A.F.; ARAUJO, F.R.C. Estimates of genetic correlations between carcass and growth traits and scrotal circumference in Nelore cattle. In: WORLD CONGRESS ON GENETICS APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 8., 2006, Belo Horizonte. **Proceeding ...** Belo Horizonte: Instituto Prociência, 2006. 1CD-ROM.

YOKOO, M.J.; ALBUQUERQUE, L.G.; LOBO, R.B.; BEZERRA, L.A.F.; ARAUJO, F.R.C.; SILVA, J.A.V.; SAINZ, R.D. Genetic and environmental factors affecting ultrasound measures of longissimus muscle area and backfat thickness in Nelore cattle. **Livestock Science**, v.117, p.147-154, 2008.

YOKOO, M.J.; WERNECK, J.N.; PEREIRA, M.C.; ALBUQUERQUE, L.G.; KOURY FILHO, W.; SAINZ, R.D.; LOBO, R.B.; ARAUJO, F.R.C. Correlações genéticas entre escores visuais e características de carcaça medidas por ultrassom em bovinos de corte. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.44, n.2, p.197-202, 2009.

CAPÍTULO 2 - Estudo da área de olho do lombo e da espessura de gordura obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano e suas relações com outras características de importância econômica, em bovinos da raça Nelore

Resumo: Objetivou-se com esse trabalho estimar parâmetros genéticos para as características de carcaça obtidas pela ultrassonografia ao ano e ao sobreano buscando identificar a idade mais adequada para mensuração destas características com o objetivo de seleção em animais Nelore no Brasil. Além disso, foram estimadas correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom, e dessas com outras características, como perímetro escrotal (PE450), peso (PS) e altura do posterior (ALT) ao sobreano. As características de carcaça mensuradas pela ultrassonografia foram: a área de olho de lombo (AOL), a espessura de gordura subcutânea (EG) e a espessura de gordura subcutânea na garupa (EGP8). Estas características foram coletadas nos animais em duas diferentes idades: em torno de um ano (A) e próxima ao sobreano (S). Os parâmetros genéticos foram estimados em análises multi-características por modelos animal, utilizando-se a inferência Bayesiana via algoritmo de "Gibbs Sampling". As estimativas de herdabilidade a posteriori para as características de carcaça obtidas por ultrassom foram: 0,46 (AOL_A), 0,42 (EG_A), 0,60 (EGP8_A), 0,33 (AOL_S), 0,59 (EG_S) e 0,55 (EGP8_S). Esses parâmetros genéticos sugerem a existência de variabilidade genética em todas as características de carcaça mensuradas pela ultrassonografia, sendo que, se essas características forem utilizadas como critério de seleção, as mesmas devem responder rapidamente à seleção individual, sem causar antagonismo genético na seleção do PS e PE450. A ALT apresentou correlação genética negativa com a EG_S e EGP8_S, evidenciando que a seleção para animais mais altos pode levar a animais que vão depositar gordura de cobertura em idades mais avançadas.

Palavras-chave: amostragem de Gibbs, carcaça, herdabilidade, inferência Bayesiana, parâmetros genéticos

Study of the longissimus muscle area and the subcutaneous fat measured by real time ultrasound at 12 and 18 month of age and their associations with other economically relevant traits in Nelore cattle

Abstract: The objective of this paper was to estimate genetic parameters for ultrasound carcass traits at 12 and 18 months of age for identifying the most appropriate age to measure these traits in Brazilian Nelore cattle with the purpose of selection. Furthermore, genetic correlations between ultrasound carcass traits and other traits such as scrotal circumference (SC), weight (W) and hip height (HH) measured close to 18 months of age were estimated. The ultrasound carcass traits were: the Longissimus muscle area (LMA), backfat thickness (BF) and rump fat thickness (RF). These traits were measured at two different ages: around yearling (Y) and 18 months (S). The genetic parameters were estimated in multi-trait analyses, with animal models, using the Bayesian inference by Gibbs Sampling algorithm. The heritability estimates for LMA (Y and S), BF (Y and S) and RF (Y and S) were 0.46 and 0.33, 0.42 and 0.59, and 0.60 and 0.55, respectively. These genetic parameters estimated suggest a large genetic variability in all ultrasound carcass traits and, if these traits were included as selection criteria in genetic breeding programs they should respond rapidly to individual selection without affecting W and SC. The HH showed negative genetic correlation with BF_S and RF_S, indicating that selection for higher animals could produce late maturing animals.

Keywords: Bayesian inference, carcass, genetic parameters, Gibbs sampling, heritability

INTRODUÇÃO

Uma maneira de avaliar a qualidade da carcaça sem a necessidade de abate dos animais é por meio da ultrassonografia. Essa é uma técnica rápida e não invasiva de coleta de dados e que não deixa resíduos na carne dos animais avaliados (PERKINS et al., 1992a,b). Estudos têm demonstrado que a ultrassonografia é uma ferramenta objetiva e acurada de mensuração da musculosidade, espessura de gordura subcutânea e intramuscular, permitindo estimar valores genéticos para essas características e para rendimento de carne à desossa (WILSON, 1992; WILSON et al., 1993; HERRING et al., 1998).

Geralmente, em animais taurinos, características de carcaça obtidas por ultrassom são realizadas em idades próximas ao ano (BIF, 2002). Em animais da raça Angus criados em áreas temperadas, HASSEN et al. (2004) trabalhando com modelos de regressão aleatória, descreveram uma maior variabilidade genética para AOL em idade ao redor dos 12 meses. Em áreas tropicais são poucos os estudos realizados para estimação de parâmetros genéticos com animais zebuínos. Estudando animais da raça Nelore e Guzerá com idades ao redor dos 18 meses (sobreano), YOKOO et al. (2008 & 2009) e LIMA NETO et al. (2009), respectivamente, estimaram coeficientes de herdabilidade de magnitude baixa a alta, variando de 0,05 a 0,55.

Ao sobreano, animais à pasto apresentam pouca espessura de gordura subcutânea na carcaça, dificultando a verificação das diferenças genéticas entre eles (YOKOO et al., 2008). Após essa idade, na maioria das vezes, é menor o número de animais no rebanho, pois tanto ao desmame, como ao sobreano, os criadores fazem descarte. Além disso, com o avanço da idade, a mensuração das características de carcaça obtidas por ultrassom fica prejudicada, pois o arqueamento das costelas do animal vai mudando e a apófise transversa vai crescendo, impedindo um primoroso acoplamento da sonda, dificultando a coleta das imagens. Um outro empecilho é que a área de olho de lombo de animais mais velhos, por ser geralmente grande, não cabe na tela do ultrassom. Assim, outras idades, anteriores ao sobreano, poderiam ser estudadas pois, caso exista

variabilidade genética nas características de carcaça obtidas por ultrassom em idades próxima ao ano e as correlações entre essas e as outras características de importância econômica sejam favoráveis, a mensuração dos animais em idades próximas ao ano seria uma alternativa, antecipando a tomada de decisão em relação a seleção para essas características.

Visando possíveis mudanças no mercado, e considerando o longo período para que ocorram mudanças genéticas por seleção, estudos que procurem embasar qual a idade mais apropriada para se coletar as características de qualidade de carcaça, se fazem necessários. Desta forma, os objetivos deste trabalho foram estimar parâmetros genéticos e fenotípicos para as características de carcaça obtidas pela ultrassonografia em tempo real ao ano e ao sobreano, as correlações entre elas e, dessas com outras características de importância econômica. Estes resultados serão de fundamental importância para a elaboração e implantação de programas de melhoramento genético para estas características.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho foi desenvolvido com animais da raça Nelore pertencentes aos rebanhos dos criadores associados ao Programa de Melhoramento Genético da Raça Nelore – Nelore Brasil (PMGRN) da Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores de Ribeirão Preto, SP (ANCP), conjuntamente com o laboratório de coleta e interpretação de imagens, Aval Serviços Tecnológicos S/S e a Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Jaboticabal, SP.

As características de carcaça medidas pela ultrassonografia em tempo real foram coletadas em animais machos e fêmeas, entre os anos de 2002 e 2004, em dez fazendas localizadas nos estados de São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Minas Gerais, Paraná e Goiás.

As imagens de ultra-som foram colhidas e gravadas com um aparelho ALOKA 500V, com sonda linear de 17,2 cm, de 3,5 MHz e um acoplador acústico em conjunto com um sistema de captura de imagens (Blackbox, Biotronics Inc., Ames, IA, EUA). Posteriormente, essas imagens foram interpretadas pelo laboratório responsável pela garantia da qualidade dos dados (Aval Serviços Tecnológicos S/S), usando o "Biosoft Toolbox software" (Biotronics Inc., Ames, IA, EUA), que é um programa apropriado e com precisão de duas casas decimais. Para a obtenção da imagem da área de olho de lombo (AOL) e espessura de gordura subcutânea (EG), o transdutor foi colocado perpendicularmente à coluna vertebral, transversalmente sobre o músculo *Longissimus dorsi*, entre a 12ª e 13ª costelas, do lado esquerdo do animal, utilizando-se um acoplador acústico ("standoff"). Para a obtenção da imagem da espessura de gordura subcutânea na garupa (EGP8), o transdutor foi colocado na intersecção dos músculos *Gluteus medius* e *Biceps femoris*, localizados entre o ílio e o ísquio, sem a utilização do acoplador acústico. Para a coleta das imagens, foi utilizado óleo vegetal como acoplante para garantir o contato acústico entre a sonda linear e o corpo do animal. Na data da coleta dos dados de ultrassom, também foram tomados os pesos (PS) dos animais.

As características de carcaça obtidas por ultrassom e PS foram coletadas em animais em regime alimentar de pastagem e semi-confinados e em duas diferentes idades. A primeira medida ao ano (A) foi realizada em 1.279 animais com idade média de 370 dias (329 a 470 dias) distribuídos em 8 fazendas, e uma segunda medida ao sobreano (S) em 2.776 animais, com média de 570 dias de idade (480 a 629 dias), distribuídos em dez fazendas. O arquivo de dados conteve 802 animais com mensurações nas duas faixas de idades (medidas repetidas no mesmo animal). Na data da medida de ultrassom ao sobreano, também foram tomadas as medidas da altura do posterior (ALT).

Além das características de carcaça medidas por ultrassom, ALT e PS, também foram utilizadas medidas de perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade

(PE450) provenientes do arquivo de dados do PMGRN, de todos os animais nascidos entre os anos 1998 e 2003, nos dez rebanhos estudados.

O grupo de contemporâneos (GC) foi definido como animais da mesma fazenda, sexo (exceto para PE450), estação e ano de nascimento e lote de manejo. Foram eliminados os animais com medidas de três desvios-padrão acima ou abaixo da média do seu respectivo GC. Também foram excluídos os GC que continham apenas animais filhos de um mesmo touro, além de GC com menos de três animais. A matriz de parentesco foi até a última geração conhecida e totalizou 69.872 animais.

Na Tabela 1 está apresentada uma descrição do arquivo de dados analisado para todas as características estudadas, após consistência. Havia quatro fazendas com medidas de carcaça de apenas um dos sexos, contudo, coletaram-se medidas de PS dos animais de ambos os sexos, razão do número maior de animais com medidas de PS_A comparadas com as outras características.

Tabela 1: Descrição do arquivo dos dados, de bovinos da raça Nelore.

Característica	Nº	Média (DP)	Nº Touros	Nº Vacas	NºGC
AOL_A (cm ²)	1.279	46,95 (10,77)	164	1.066	110
EG_A (mm)	1.204	1,95 (1,11)	160	999	121
EGP8_A (mm)	1.197	3,01 (1,88)	160	993	121
PS_A (kg)	2.358	268,97 (64,09)	227	2.079	204
AOL_S (cm ²)	2.776	48,05 (8,36)	231	2.552	243
EG_S (mm)	2.581	1,87 (1,07)	226	2.397	253
EGP8_S (mm)	2.570	2,95 (1,94)	226	2.384	252
PS_S (kg)	2.966	339,69 (65,98)	236	2.683	302
ALT (cm)	2.356	136,06 (5,04)	226	2.308	250
PE450 (mm)	5.695	245,87 (30,22)	386	4.109	188

AOL_A e AOL_S = área de olho de lombo medida ao ano e sobreano, respectivamente; EG_A e EG_S = espessura de gordura subcutânea medida ao ano e sobreano, respectivamente; EGP8_A e EGP8_S = espessura de gordura subcutânea na garupa medida ao ano e sobreano, respectivamente; PS_A e PS_S = peso vivo medido ao ano e sobreano, respectivamente; ALT = altura do posterior mensurada ao sobreano; PE450 = perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade; Nº = Número de animais analisados; DP = desvio-padrão; Nº Touros = Número de touros (pais); Nº Vacas = Número de vacas (mães); NºGC = Número de grupos de contemporâneos;

Os componentes de (co)variância foram estimados em análises multivariadas por modelo animal, utilizando-se a inferência Bayesiana (GIANOLA & FOULLEY, 1982; GIANOLA & FERNANDO, 1986; VAN TASSEN & VAN VLECK, 1996). Foi utilizado o programa GIBBS2F90, desenvolvido por MISZTAL et al. (2002), que foi escrito em linguagem FORTRAN 90 e utiliza a inferência Bayesiana pelo algoritmo da amostragem de Gibbs.

Para os valores *a priori* das (co)variâncias aditivas e residuais foi utilizada a distribuição não informativa ou "flat" (não refletindo conhecimento prévio do parâmetro), que o programa transforma em uma distribuição imprópria. Foi assumido uma distribuição uniforme *a priori* para os efeitos sistemáticos e para os demais componentes, a distribuição Wishart invertida. Foi computada uma cadeia de 1.500.000 iterações, sendo que o tamanho final da cadeia, bem como a especificação do "burn-in" e do intervalo de amostragem ("thin") foram definidos por meio do critério de RAFTERY & LEWIS (1992a,b), que indica a convergência da cadeia por meio da baixa correlação serial existente entre os ciclos, e também pelo critério de GELMAN & RUBIN (1992). Essas análises foram feitas utilizando o pacote "BOA" ("Bayesian Output Analysis") do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008).

Depois de verificada a convergência da cadeia de Gibbs, as estimativas da distribuição *a posteriori* foram computadas após um descarte de 600.000 iterações iniciais e uma amostragem a cada doze iterações ("thin"), totalizando 75.000 amostras para o cálculo das médias, desvios-padrão, mediana, moda, erro de Monte Carlo, tamanho efetivo da amostra e intervalo de 95% da maior densidade *a posteriori*. Foram utilizados os pacotes "BOA" e "CODA" ("Output Analysis and Diagnostics for MCMC", PLUMMER et al., 2006) do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008) para esse fim.

O modelo para todas as características incluíram os efeitos aleatórios genético aditivo direto e residual, os efeitos sistemáticos do GC e da idade do animal como covariável (efeitos linear e quadrático, exceto para a PE450). Para EG, EGP8 (ambas ao

ano e ao sobreano) e ALT o modelo foi o mesmo, apenas acrescentando o efeito fixo da idade da vaca ao parto, em classes (35; 36 a 47; 48 a 59; 60 a 71; 72 a 119 e > 120 meses). Para evitar a influência da seleção dos animais ao sobreano nas estimativas de (co)variâncias, utilizaram-se modelos multivariados com o PS_A e o PS_S, para estimação dos parâmetros genéticos. O modelo geral utilizado pode ser representado em notação matricial como:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{Z}\underset{\sim}{a} + \underset{\sim}{e},$$

em que $\underset{\sim}{y}$ é o vetor de observações; $\underset{\sim}{\beta}$ é o vetor de efeitos sistemáticos desconhecidos; $\underset{\sim}{a}$ é o vetor de efeitos aleatórios desconhecidos que representam os valores genéticos aditivos de cada animal; $\underset{\sim}{e}$ é o vetor de efeitos aleatórios residuais desconhecidos; e $\underset{\sim}{X}$ e $\underset{\sim}{Z}$ são as matrizes de incidência, que relacionam os registros aos efeitos fixos e aos aleatórios genéticos aditivos, respectivamente.

As pressuposições acerca da distribuição de $\underset{\sim}{y}$, $\underset{\sim}{a}$ e $\underset{\sim}{e}$ podem ser descritas como:

$$\underset{\sim}{y} \sim N(\underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{Z}\underset{\sim}{a}, \underset{\sim}{I}\sigma_e^2)$$

$$p(\underset{\sim}{a} | \sigma_a^2) \sim N(0, \underset{\sim}{A} \otimes \underset{\sim}{G})$$

$$p(\underset{\sim}{e} | \sigma_e^2) \sim N(0, \underset{\sim}{I}\sigma_e^2)$$

em que $\underset{\sim}{A}$ é a matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco de Wright entre os animais; $\underset{\sim}{I}$ é a matriz identidade de ordem igual à dimensão linha de $\underset{\sim}{y}$; $\underset{\sim}{G}$ é a matrix de (co)variância genética aditiva e σ_a^2 e σ_e^2 são as variâncias aditivas e residuais, respectivamente.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas Figuras 1 e 2 são apresentadas as médias observadas e os seus referentes erros-padrão por cada mês de coleta dos dados das características EG (A e S) e EGP8 (A

e S), respectivamente. Em geral, observa-se que as maiores médias são encontradas quando coleta-se os dados de espessura de gordura subcutânea na estação do outono (mês de março e abril) e do verão (mês de dezembro). Sendo que as médias mais altas para EG_A e EGP8_A são observadas em março, enquanto que para EG_S e EGP8_S, em dezembro.

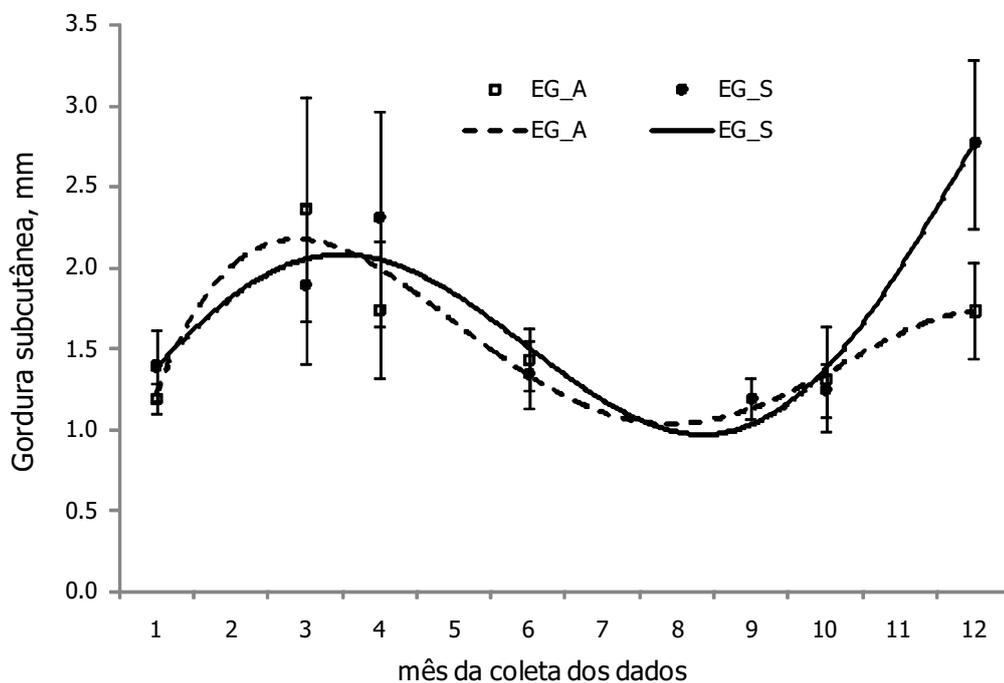


Figura 1: Médias observadas e os seus referentes erros-padrão por cada mês de coleta da espessura de gordura subcutânea na costela medida ao ano e sobreano (EG_A e EG_S, respectivamente).

Geralmente, animais zebuínos em idades ao ano e ao sobreano (Tabela 1, Figura 1 e 2) têm apresentado médias inferiores em relação aos animais taurinos medidos ao ano para as características AOL, EG e EGP8 (KEMP et al., 2002; CREWS JUNIOR et al., 2003; YOKOO et al., 2008), fato que provavelmente ocorre em função do ambiente. Neste estudo, a EGP8 foi em média 54,4 % (A) e 57,8 % (S) superior à EG ao ano e ao sobreano, respectivamente, sugerindo que a deposição de gordura na garupa inicia-se

mais precocemente do que nas costelas, corroborando com os resultados descritos por YOKOO et al. (2008), que analisaram parte dos dados considerados no presente trabalho, com animais que tinham entre 450 e 599 dias de idade.

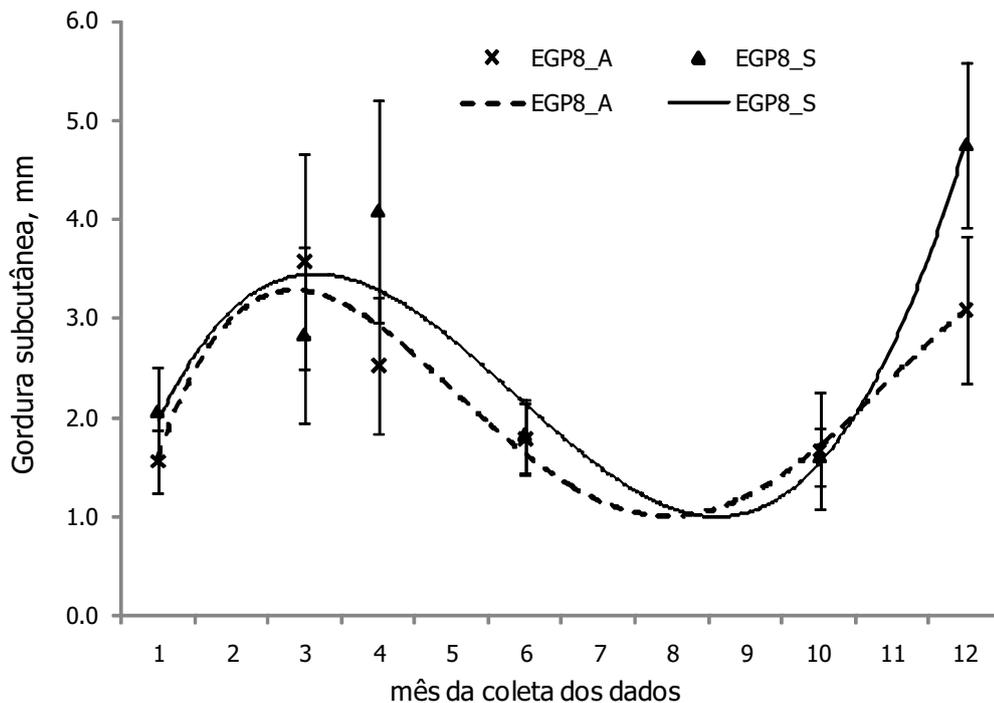


Figura 2: Médias observadas e os seus referentes erros-padrão por cada mês de coleta da espessura de gordura subcutânea na garupa medida ao ano e sobreano (EGP8_A e EGP8_S, respectivamente).

Na Tabela 2, estão apresentadas as estimativas *a posteriori* das herdabilidades e correlações genéticas e fenotípicas das características analisadas. Observa-se que as médias, modas e medianas *a posteriori* de todos os parâmetros foram semelhantes, indicando distribuições marginais simétricas. Sendo que a utilização da média como critério poderá satisfatoriamente representar a propriedade desse parâmetro, refletindo bem a medida de tendência central da distribuição marginal.

As estimativas de herdabilidade foram de magnitudes moderadas a altas, variando de 0,33 a 0,65 (Tabela 2), indicando que as variações dessas características

devem-se em grande parte aos genes de efeito aditivo, sendo a seleção, um instrumento efetivo para se obter mudanças genéticas nas populações para as características em questão.

Tabela 2: Estimativas de herdabilidades (diagonal), correlações genéticas (acima da diagonal) e fenotípicas (abaixo da diagonal) das características área de olho de lombo medida ao ano e sobreano, respectivamente AOL_A e AOL_S, espessura de gordura subcutânea medida ao ano e sobreano, respectivamente EG_A e EG_S, espessura de gordura subcutânea na garupa medida ao ano e sobreano, respectivamente EGP8_A e EGP8_S, peso vivo medido ao ano e sobreano, respectivamente PS_A e PS_S, altura do posterior mensurada ao sobreano (ALT) e perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade (PE450), em animais da raça Nelore.

Característica	AOL_A	EG_A	EGP8_A	PS_A	AOL_S	EG_S	EGP8_S	PS_S	ALT	PE450
AOL_A	^a 0,46 ± 0,06 ^b 0,46 (0,004) ^c 0,45 (364) ^d 0,33_0,58	0,07 ± 0,13 0,08 (0,01) 0,09 (114) -0,21_0,32	-0,06 ± 0,16 -0,05 (0,02) -0,04 (167) -0,38_0,25	0,65 ± 0,07 0,66 (0,006) 0,68 (234) 0,50_0,79	0,83 ± 0,06 0,84 (0,007) 0,86 (138) 0,71_0,94	-0,05 ± 0,13 -0,04 (0,02) 0,01 (116) -0,30_0,19	0,12 ± 0,14 0,12 (0,01) 0,11 (150) -0,15_0,40	0,57 ± 0,09 0,57 (0,009) 0,59 (220) 0,39_0,74	0,18 ± 0,12 0,17 (0,01) 0,15 (150) -0,04_0,43	0,32 ± 0,11 0,32 (0,01) 0,31 (290) 0,10_0,53
EG_A	0,17 ± 0,04 0,17 (0,003) 0,17 (666) 0,10_0,24	0,42 ± 0,07 0,41 (0,007) 0,39 (185) 0,27_0,56	0,73 ± 0,09 0,74 (0,01) 0,81 (182) 0,56_0,87	0,47 ± 0,10 0,47 (0,01) 0,47 (136) 0,28_0,67	0,10 ± 0,17 0,11 (0,02) 0,13 (160) -0,26_0,42	0,94 ± 0,02 0,94 (0,002) 0,94 (128) 0,91_0,97	0,76 ± 0,08 0,77 (0,008) 0,79 (107) 0,60_0,90	0,53 ± 0,11 0,54 (0,01) 0,56 (134) 0,31_0,73	0,27 ± 0,17 0,27 (0,02) 0,33 (108) -0,09_0,57	0,40 ± 0,17 0,41 (0,01) 0,43 (112) 0,03_0,69
EGP8_A	0,13 ± 0,04 0,13 (0,003) 0,13 (1363) 0,06_0,21	0,56 ± 0,03 0,56 (0,002) 0,56 (841) 0,51_0,62	0,60 ± 0,09 0,60 (0,009) 0,58 (185) 0,43_0,79	0,19 ± 0,13 0,19 (0,01) 0,19 (183) -0,05_0,44	-0,12 ± 0,13 -0,12 (0,01) -0,09 (149) -0,37_0,14	0,79 ± 0,08 0,80 (0,008) 0,80 (96) 0,64_0,92	0,72 ± 0,07 0,72 (0,007) 0,72 (131) 0,57_0,84	0,07 ± 0,14 0,08 (0,01) 0,10 (168) -0,24_0,31	-0,17 ± 0,15 -0,17 (0,02) -0,17 (110) -0,47_0,11	-0,02 ± 0,12 -0,03 (0,01) -0,05 (183) -0,26_0,21
PS_A	0,57 ± 0,02 0,57 (0,001) 0,57 (3103) 0,53_0,61	0,31 ± 0,03 0,31 (0,002) 0,32 (1112) 0,25_0,37	0,27 ± 0,03 0,27 (0,003) 0,27 (1385) 0,20_0,33	0,52 ± 0,05 0,52 (0,004) 0,53 (481) 0,41_0,62	0,58 ± 0,08 0,58 (0,008) 0,60 (245) 0,41_0,75	0,22 ± 0,11 0,22 (0,01) 0,20 (189) 0,01_0,42	0,24 ± 0,07 0,24 (0,007) 0,25 (142) 0,10_0,37	0,90 ± 0,03 0,90 (0,003) 0,90 (167) 0,84_0,95	0,72 ± 0,06 0,72 (0,006) 0,73 (165) 0,59_0,83	0,27 ± 0,05 0,27 (0,005) 0,28 (182) 0,17_0,35
AOL_S	0,72 ± 0,02 0,72 (7,8e-4) 0,72 (4266) 0,68_0,76	0,17 ± 0,04 0,17 (0,002) 0,17 (2852) 0,09_0,25	0,15 ± 0,07 0,15 (0,007) 0,12 (303) 0,02_0,27	0,50 ± 0,02 0,50 (0,001) 0,50 (2996) 0,46_0,54	0,33 ± 0,06 0,33 (0,005) 0,31 (262) 0,21_0,45	0,22 ± 0,13 0,22 (0,01) 0,25 (269) -0,04_0,46	0,19 ± 0,13 0,20 (0,01) 0,20 (255) -0,09_0,43	0,59 ± 0,08 0,60 (0,007) 0,62 (259) 0,42_0,74	0,22 ± 0,15 0,21 (0,01) 0,17 (114) -0,07_0,49	0,20 ± 0,11 0,20 (0,009) 0,20 (342) -0,03_0,40
EG_S	0,06 ± 0,04 0,06 (0,004) 0,05 (579) -0,02_0,14	0,72 ± 0,03 0,72 (0,002) 0,72 (1066) 0,67_0,77	0,62 ± 0,04 0,62 (0,004) 0,62 (592) 0,53_0,69	0,20 ± 0,03 0,20 (0,002) 0,19 (989) 0,14_0,25	0,16 ± 0,03 0,16 (0,001) 0,16 (2532) 0,11_0,21	0,59 ± 0,08 0,59 (0,008) 0,60 (168) 0,44_0,75	0,67 ± 0,08 0,67 (0,004) 0,68 (237) 0,51_0,81	0,21 ± 0,11 0,22 (0,008) 0,21 (345) 0,01_0,42	-0,38 ± 0,12 -0,38 (0,01) -0,35 (151) -0,62_0,17	0,11 ± 0,10 0,11 (0,01) 0,12 (235) -0,11_0,28
EGP8_S	0,09 ± 0,05 0,09 (0,001) 0,09 (1884) -0,01_0,18	0,47 ± 0,04 0,47 (0,001) 0,47 (3376) 0,39_0,54	0,64 ± 0,03 0,64 (0,003) 0,64 (607) 0,56_0,69	0,11 ± 0,04 0,11 (0,004) 0,10 (206) 0,04_0,17	0,13 ± 0,03 0,13 (0,001) 0,13 (2890) 0,08_0,18	0,59 ± 0,02 0,59 (9,1e-4) 0,60 (1753) 0,56_0,63	0,55 ± 0,09 0,55 (0,007) 0,55 (211) 0,36_0,73	0,16 ± 0,11 0,16 (0,007) 0,15 (369) -0,06_0,37	-0,32 ± 0,05 -0,32 (0,005) -0,32 (268) -0,40_0,22	0,12 ± 0,10 0,12 (0,008) 0,14 (351) -0,07_0,32
PS_S	0,47 ± 0,02 0,47 (0,001) 0,47 (3356) 0,42_0,52	0,27 ± 0,03 0,27 (0,001) 0,27 (3264) 0,21_0,33	0,21 ± 0,04 0,21 (0,005) 0,21 (381) 0,10_0,29	0,79 ± 0,01 0,79 (0,001) 0,79 (4414) 0,77_0,81	0,52 ± 0,02 0,52 (0,001) 0,52 (2757) 0,49_0,55	0,24 ± 0,03 0,24 (0,001) 0,24 (2697) 0,19_0,29	0,17 ± 0,03 0,17 (9,8e-4) 0,17 (3006) 0,11_0,22	0,47 ± 0,05 0,47 (0,004) 0,46 (454) 0,36_0,58	0,59 ± 0,06 0,60 (0,007) 0,60 (110) 0,47_0,71	0,43 ± 0,09 0,44 (0,009) 0,46 (254) 0,25_0,59
ALT	0,23 ± 0,04 0,23 (0,003) 0,23 (943) 0,16_0,31	0,10 ± 0,05 0,10 (0,001) 0,11 (764) 0,00_0,19	0,05 ± 0,05 0,04 (0,004) 0,03 (807) -0,05_0,14	0,55 ± 0,02 0,55 (0,002) 0,55 (1306) 0,51_0,59	0,15 ± 0,03 0,15 (0,002) 0,15 (850) 0,09_0,22	-0,09 ± 0,05 -0,08 (0,005) -0,07 (271) -0,18_0,01	-0,11 ± 0,03 -0,11 (0,003) -0,11 (255) -0,16_0,05	0,52 ± 0,02 0,52 (0,002) 0,52 (696) 0,48_0,56	0,65 ± 0,10 0,66 (0,01) 0,66 (116) 0,47_0,91	-0,05 ± 0,04 -0,05 (0,003) -0,05 (229) -0,12_0,02
PE450	0,28 ± 0,05 0,28 (0,003) 0,29 (1216) 0,17_0,38	0,12 ± 0,07 0,12 (0,004) 0,10 (1045) -0,02_0,26	0,13 ± 0,06 0,13 (0,006) 0,14 (450) 0,01_0,24	0,41 ± 0,02 0,41 (0,002) 0,41 (353) 0,37_0,44	0,26 ± 0,04 0,26 (0,001) 0,26 (3056) -0,18_0,33	-0,06 ± 0,06 -0,06 (0,008) -0,09 (295) -0,16_0,08	0,00 ± 0,05 -0,01 (0,004) -0,02 (812) -0,10_0,11	0,38 ± 0,03 0,38 (0,002) 0,38 (1415) 0,33_0,44	0,10 ± 0,02 0,11 (0,002) 0,11 (243) 0,06_0,15	0,58 ± 0,04 0,58 (0,003) 0,58 (1054) 0,49_0,65

^aEstimativas *a posteriori* da média ± erro-padrão; ^bEstimativas *a posteriori* da mediana e o erro de monte carlo; ^cEstimativas *a posteriori* da moda e tamanho efetivo da amostra; ^dEstimativas do intervalo de 95% de maior densidade *a posteriori*.

Assumindo-se que estimativa de herdabilidade moderada varia entre 0,20 a 0,39 e alta acima de 0,40 (BOURDON, 1997), na Figura 3 pode-se observar que, a maioria dos valores das herdabilidades das características de carcaça obtidas por ultrassom, exceto para AOL_S, foram altos, ou seja, acima desse limiar. As herdabilidades estimadas para as características de carcaça obtidas por ultrassom sugerem que, mesmo quando essas são mensuradas em idades próximas ao ano, os animais da raça Nelore, já apresentam variabilidade genética considerável para as mesmas. Maiores herdabilidades ao ano foram estimadas para AOL e EGP8, indicando que maiores respostas à seleção são esperadas se essa fosse realizada ao ano. Por outro lado, a EG apresenta maior estimativa de herdabilidade ao sobreano, provavelmente devido à sua deposição mais tardia (YOKOO et al., 2008) e por efeitos ambientais que impedem a sua expressão antecipadamente.

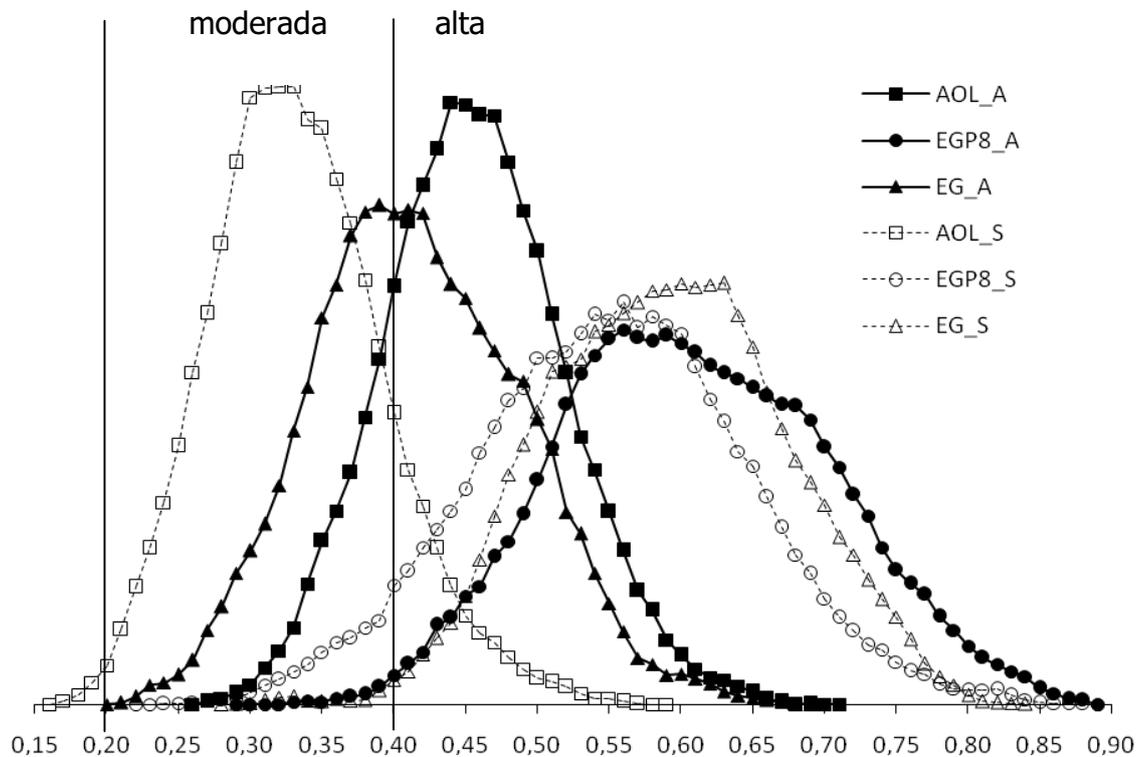


Figura 3: Densidade marginal *a posteriori* das estimativas de herdabilidade das características de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano, juntamente com o critério de magnitudes moderadas e altas, sugerido por BOURDON (1997).

As herdabilidades estimadas para característica AOL no presente estudo estão próximas às relatadas em raças taurinas, zebuínas e compostas, tanto ao ano como ao sobreano (MOSER et al., 1998; REVERTER et al., 2000; STELZLENI et al., 2002; CREWS JUNIOR et al., 2003; YOKOO et al., 2008 & 2009). Para a EG e EGP8, as estimativas de herdabilidade neste trabalho foram mais altas que diversas estimativas em animais taurinos. Essa maior variabilidade genética em animais zebuínos brasileiros quando comparada à de taurinos (ARNOLD et al., 1991; ROBINSON et al., 1993; MOSER et al., 1998; KEMP et al., 2002; STELZLENI et al., 2002; MEYER et al., 2004; MEYER, 2007; YOKOO et al., 2008 & 2009) pode ser devida à falta da utilização dessas características nos critérios de seleção. Entretanto, SHEPARD et al. (1996), REVERTER et al. (2000) e CREWS JUNIOR et al. (2003), também estimaram herdabilidades de magnitudes altas para espessura de gordura subcutânea, em animais das raças Angus, Hereford e Simental, superiores a 0,50.

Na Figura 4, pode-se observar que a maioria dos valores das correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom, exceto para correlação entre EGP8_A e EGP8_S e entre EG_S e EGP8_S, foram altos e acima de 0,80, ou seja, as duas características avaliadas por esse parâmetro podem ser consideradas como sendo praticamente as mesmas. ROBERTSON (1959) sugeriu que, quando a correlação genética entre duas características é acima de 0,80, apenas uma delas deve ser levada em conta nos programas de seleção.

As estimativas pontuais *a posteriori* (média, moda e mediana) das correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas ao ano e ao sobreano (AOL_A × AOL_S, EG_A × EG_S e EGP8_A × EGP8_S) foram de magnitudes altas, variando de 0,72 a 0,94, indicando que, grande parte dos mesmos conjuntos de genes de ação aditiva atuam na expressão destas características. As estimativas do intervalo de 95% de maior densidade *a posteriori* (HPD) da correlação entre EG_A e EG_S (0,91 a 0,97), apontam que essas são praticamente a mesma característica, além disso, observa-se na Figura 4, que a densidade marginal *a posteriori* desse parâmetro fica totalmente após o

critério sugerido por ROBERTSON (1959), que é 0,80. Para a correlação entre AOL_A e AOL_S, o HPD foi de 0,71 a 0,94, sendo que a maior parte da densidade marginal *a posteriori* desse parâmetro é superior a 0,80 (Figura 4). Contudo, o HPD da correlação entre EGP8_A e EGP8_S foi de menor magnitude (0,57 a 0,84) sugerindo que, os genes responsáveis pela expressão dessa característica mudam com o passar da idade. Em sistemas de produção de novilhos super precoces, onde se procura abater os animais em torno de um ano de idade com bom acabamento de carcaça, a utilização da característica EGP8_A como critério de seleção, poderia trazer melhores ganhos genéticos, comparados aos ganhos obtidos pela utilização da EG_A ou da EG_S ou da EGP8_S.

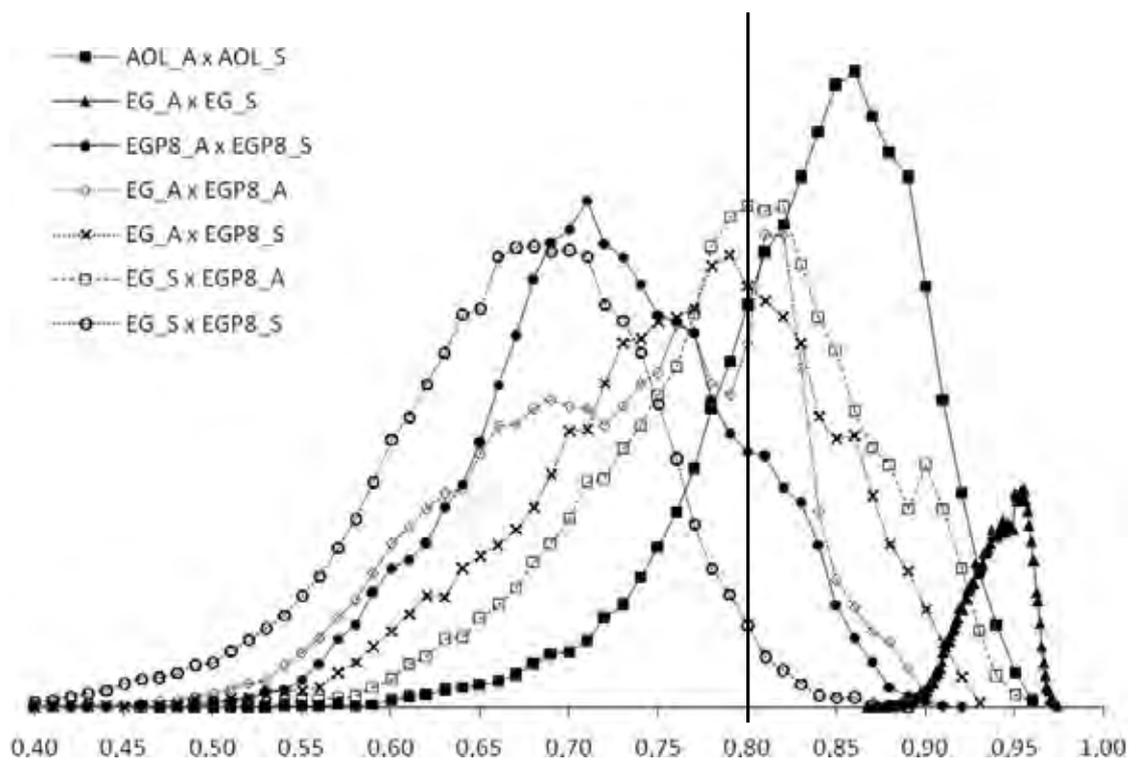


Figura 4: Densidade marginal *a posteriori* das estimativas de correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano, juntamente com o critério de magnitude de correlações altas, sugerido por ROBERTSON (1959).

As correlações genéticas entre EG e EGP8 obtidas ao ano e ao sobreano foram altas, sendo que as estimativas de média, moda e mediana *a posteriori* variaram de 0,67 a 0,79. Assim, aconselha-se a utilizar apenas uma das medidas de gordura subcutânea (EG ou EGP8) em apenas uma das idades (A ou S) nos critérios de seleção, pois pode-se observar na Figura 4, que a maior densidade dos valores dessas correlações situa-se acima de 0,80, principalmente para EG_A × EGP8_A, EG_A × EGP8_S e EG_S × EGP8_A. A menor magnitude de correlação entre EG_S × EGP8_S (HPD de 0,51 a 0,81) pode ser explicada pela tardia deposição de gordura subcutânea nas costelas em relação à deposição na garupa, como também evidenciada pela menor variabilidade da EGP8_S e EG_A em relação à EGP8_A e EG_S, respectivamente. Apesar disso, essas correlações indicam que a seleção para qualquer uma dessas características poderia levar a rápidos ganhos genéticos para as demais, por resposta correlacionada. Esses resultados são interessantes e práticos, pois as avaliações das características de carcaça por meio do ultrassom tornariam-se mais rápidas e baratas. Neste sentido, as características EG_S e EGP8_A apresentam vantagens sobre a EGP8_S e a EG_A, pois além das altas correlações entre todas as medidas de gordura subcutânea, elas também associam a sua grande variabilidade fenotípica à maior variabilidade genética aditiva. As estimativas de correlações genéticas entre EG e EGP8 estão de acordo com as descritas por diversos autores trabalhando com animais de raças taurinas em idades próximas ao ano (REVERTER et al., 2000; KEMP et al., 2002; STELZLENI et al., 2002), com Nelore ao sobreano utilizando parte desses dados (YOKOO et al., 2008) e com Guzerá ao sobreano (LIMA NETO et al., 2009).

As estimativas de herdabilidades e correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom indicam que a seleção poderia ser realizada em animais mais jovens, ou seja, em torno de um ano de idade, com ganho genético comparável ao que seria obtido ao sobreano, principalmente para AOL e EGP8. Entretanto, a idade ideal para seleção dessas características depende de cada sistema de produção, pois a época mais propícia para mensurar os animais é uma decisão que

também depende do manejo e de fatores econômicos. Por exemplo, em algumas propriedades a época de coleta dos dados de carcaça ao sobreano pode coincidir com a estação de monta, sendo que a execução de ambos os manejos (coleta de dados por meio do ultrassom e estação de monta) pode prejudicar a incidência de prenhez das novilhas.

As estimativas de média, moda e mediana *a posteriori* das correlações genéticas entre a AOL (A e S) e as duas medidas de espessura de gordura (EG e EGP8 ao ano e ao sobreano) foram baixas e próximas de zero. Além disso, as estimativas de HPD contém o zero, sendo que esse valor está próximo de ser uma medida central, indicando que estas características são independentes, ou seja, determinadas por diferentes conjuntos de genes de ação aditiva, e que a seleção para maior AOL (A ou S) não trará resposta correlacionada em EG e EGP8, tanto ao ano como ao sobreano. Os resultados estimados para as correlações entre as características de carcaça obtidas por ultrassom concordam com os descritos por diversos autores trabalhando com animais de raças taurinas (REVERTER et al., 2000; KEMP et al., 2002; STELZLENI et al., 2002) e com Guzerá (LIMA NETO et al., 2009).

Os pesos nas diferentes idades apresentaram estimativas de correlações genéticas moderadas e positivas com EG_A, variando de 0,47 a 0,53, sendo esses valores inesperados e diferente do observado por WALDNER et al. (1992) e SHEPARD et al. (1996), que estimaram correlações próximas de zero. Contudo, STELZLENI et al. (2002), trabalhando com, aproximadamente, 1.200 animais da raça Brangus, em idades entre 320 e 410 dias, estimaram correlação genética entre EG_A e PS_A similar à encontrada no presente trabalho (0,42). Dessa forma, outros estudos devem ser realizados, inclusive incluindo efeito materno sobre EG_A, o que não foi possível nesse trabalho devido à estrutura dos dados (apenas três anos de coleta). Por outro lado, as correlações entre pesos e as demais espessuras de gordura (EG_S, EGP8_A e EGP8_S) foram baixas, variando de -0,06 a 0,24, indicando que, a seleção para peso não levará a animais com menor espessura de gordura subcutânea. Na literatura são relatadas

correlações genéticas entre peso em diversas idades e gordura (espessura de gordura subcutânea e gordura intramuscular) próximas às estimadas neste trabalho, com a EG_S, EGP8_A e EGP8_S, variando de -0,05 a 0,19 (SHEPARD et al., 1996; MOSER et al., 1998; MEYER et al., 2004).

As correlações genéticas entre as medidas de espessura de gordura subcutânea e ALT foram: moderada e positiva com EG_A (0,27), próxima de zero com EGP8_A (-0,17), e negativas e moderadas com EG_S e EGP8_S (-0,38 e -0,32, respectivamente). Essas correlações indicam que a seleção para animais com maior acabamento de carcaça ao sobreano, deve levar a animais de menor estatura. Entretanto, WALDNER et al. (1992) estimaram correlações genéticas entre ALT e EG_A próxima de zero (-0,07). Da mesma forma, RILEY et al. (2002), trabalhando com características de carcaça de animais da raça Brahman, medidas diretamente na carcaça, encontraram correlações genéticas entre EG_A e ALT próximas de zero.

As correlações genéticas entre as medidas de espessura de gordura subcutânea e o PE450, com excessão da EG_A, foram próximas de zero, variando de -0,02 a 0,12. Esses resultados corroboram com os MEYER et al. (2004), que estudaram animais da raça Hereford e relataram correlações variando entre 0,02 a 0,09. Considerando que o PE450 é utilizado como uma característica indicadora de precocidade sexual, seria esperado que animais mais precoces em termos de terminação da carcaça também o fossem sexualmente (BRONSON & MANNING, 1991). Assim, seria esperado que houvesse correlação genética positiva entre PE450 e espessura de gordura subcutânea, o que não foi confirmado pelo presente trabalho. No entanto, em idades mais jovens, a espessura de gordura subcutânea na costela (EG_A) apresentou uma correlação genética positiva e moderada com o PE450 ($0,40 \pm 0,17$). Estimativas de correlações genéticas favoráveis, porém de magnitudes moderadas a baixas foram relatadas por MEYER & JOHNSTON (2003) e MEYER et al. (2004), que trabalharam com animais da raça Hereford e estudaram a relação entre características reprodutivas de fêmeas, dias para o parto e gordura (subcutânea e intramuscular).

As correlações genéticas entre a AOL (A e S) e os pesos (PS_A e PS_S) foram de magnitudes moderadas a altas, variando de 0,57 a 0,65. Contudo, as correlações entre a AOL (A e S) e ALT foram baixas, próximas de zero, variando de 0,15 a 0,22. Na literatura são relatadas correlações genética entre AOL e peso em diversas idades, e ALT, próximas às estimadas neste trabalho (WALDNER et al., 1992; SHEPARD et al., 1996; MEYER et al., 2004). Esses resultados indicam que a seleção para peso em qualquer uma dessas idades estudadas, deve levar ao incremento da AOL tomada ao ano e ao sobreano. Contudo, a utilização da AOL como critério de seleção, não deverá afetar a característica de crescimento ALT, em médio ou longo prazo, por resposta correlacionada.

As correlações genéticas entre as medidas de AOL ao ano e ao sobreano e o PE450 foram de magnitudes baixas a moderadas, variando de 0,20 a 0,32. TURNER et al. (1990), estudando animais da raça Hereford, JOHNSON et al. (1993) com animais da raça Brangus e MEYER et al. (2004) com animais da raça Hereford, também relataram correlações genéticas positivas e de magnitudes baixas a moderadas entre a AOL e o perímetro escrotal (0,49, 0,19 e 0,13, respectivamente). Poder-se-ia esperar, que animais com maior PE450 fossem mais musculosos devido à maior produção de hormônios, entretanto, esses resultados sugerem que, a seleção para PE450 não trará resposta correlacionada expressiva para AOL e vice-versa.

As estimativas de correlações genéticas entre ALT e pesos nas diferentes idades e entre PE450 e pesos nas diferentes idades foram positivas e de magnitudes moderadas a altas, variando de 0,27 a 0,72, entretanto, a estimativa de correlação entre ALT e PE450 foi próxima de zero (-0,05). Em animais da raça Brahman e Nelore, VARGAS et al. (2000) e CYRILLO et al. (2001), respectivamente, estimaram correlações genéticas (0,75 e 0,61, nesta ordem), entre ALT e peso similar ao encontrado neste trabalho. VARGAS et al. (1998), estudando animais da raça Brahman, próximos aos 550 dias de idade, relataram estimativa de correlação genética entre ALT e PE, positiva e próxima de zero (0,19). Essas correlações indicam que a seleção para peso provavelmente

acarretará em aumento do PE450 e da estatura dos animais, contudo, a seleção para PE450, não trará, necessariamente, aumento da estatura dos animais. As correlações genéticas obtidas entre os pesos em diferentes idades foram positivas e acima de 0,90; indicando que, provavelmente, são os mesmos conjuntos de genes de ação aditiva que atuam na expressão dessas características.

As estimativas de correlações fenotípicas apresentaram o mesmo comportamento que as correlações genéticas, porém com valores mais baixos.

CONCLUSÃO

As características de carcaça obtidas por ultrassom tanto ao ano como ao sobreano devem responder rapidamente à seleção individual, sendo que as características área de olho de lombo e espessura de gordura subcutânea na costela são praticamente as mesmas características quando obtidas ao ano e ao sobreano.

Não se faz necessário utilizar as duas medidas de espessura de gordura subcutânea mensurada na costela e na garupa nos índices de seleção. Neste sentido, os resultados desse trabalho mostraram ser possível selecionar animais para terem um melhor acabamento de carcaça tanto em idade ao ano como ao sobreano, utilizando-se apenas a medida de espessura de gordura subcutânea na costela ao sobreano obtida por ultrassom como critério de seleção. Em longo prazo, a seleção para acréscimo da espessura de gordura subcutânea na carcaça ao sobreano deve acarretar à diminuição da estatura dos animais, por resposta correlacionada.

Progressos genéticos podem ser alcançados nas características de carcaça medidas por ultrassom ao ano e ao sobreano, sem causar prejuízo no valor genético dos animais para as características peso e perímetro escrotal.

A seleção para aumento do peso ao ano ou ao sobreano, em longo prazo, deve levar, por resposta correlacionada, ao incremento da área de olho de lombo e da altura do posterior.

ANEXO

Tabela em anexo nº 01: Estimativas de variância (diagonal) e covariância genética aditiva (acima da diagonal) e residual (abaixo da diagonal) das características área de olho de lombo medida ao ano e sobreano, respectivamente AOL_A e AOL_S, espessura de gordura subcutânea medida ao ano e sobreano, respectivamente EG_A e EG_S, espessura de gordura subcutânea na garupa medida ao ano e sobreano, respectivamente EGP8_A e EGP8_S, peso vivo medido ao ano e sobreano, respectivamente PS_A e PS_S, altura do posterior mensurada ao sobreano (ALT) e perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade (PE450), em animais da raça Nelore.

Característica	AOL_A	EG_A	EGP8_A	PS_A	AOL_S	EG_S	EGP8_S	PS_S	ALT	PE450
AOL_A	^a 17,03 ± 2,68	0,19 ± 0,31	-0,21 ± 0,60	56,91 ± 9,77	12,12 ± 2,20	-0,13 ± 0,36	0,40 ± 0,49	52,10 ± 10,3	2,81 ± 1,91	25,24 ± 9,55
	^b 16,90 (0,19)	0,20 (0,03)	-0,20 (0,06)	56,43 (0,71)	12,07 (0,17)	-0,12 (0,04)	0,38 (0,05)	51,81 (0,87)	2,57 (0,21)	24,90 (0,92)
	^c 16,81 (342)	0,23 (136)	-0,13 (173)	54,41 (436)	12,02 (426)	-0,02 (123)	0,27 (160)	50,68 (409)	2,23 (210)	22,69 (344)
	^d 11,80_22,33	-0,47_0,77	-1,39_0,94	38,20_76,63	7,80_16,39	-0,88_0,51	-0,50_1,39	32,08_72,54	-0,54_7,08	6,64_43,70
EG_A	0,59 ± 0,24	0,21 ± 0,04	0,32 ± 0,10	5,18 ± 1,28	0,17 ± 0,30	0,27 ± 0,05	0,27 ± 0,06	5,50 ± 1,37	0,39 ± 0,25	3,74 ± 1,75
	0,59 (0,02)	0,21 (0,003)	0,31 (0,01)	5,09 (0,13)	0,18 (0,03)	0,27 (0,005)	0,27 (0,005)	5,49 (0,13)	0,39 (0,03)	3,77 (0,19)
	0,55 (245)	0,19 (167)	0,30 (180)	4,77 (176)	0,19 (176)	0,27 (169)	0,27 (184)	5,76 (227)	0,44 (121)	4,25 (133)
	0,13_1,05	0,13_0,29	0,17_0,53	2,79_7,68	-0,45_0,73	0,18_0,35	0,16_0,39	2,74_8,14	-0,12_0,88	0,24_6,99
EGP8_A	1,12 ± 0,46	0,13 ± 0,06	0,72 ± 0,14	3,81 ± 2,62	-0,43 ± 0,48	0,48 ± 0,08	0,58 ± 0,12	1,85 ± 2,30	-0,48 ± 0,44	-0,46 ± 2,18
	1,12 (0,04)	0,13 (0,006)	0,71 (0,01)	3,79 (0,27)	-0,42 (0,05)	0,48 (0,01)	0,57 (0,01)	1,82 (0,22)	-0,48 (0,05)	-0,64 (0,23)
	1,12 (326)	0,14 (148)	0,65# (193)	3,87 (417)	-0,37 (137)	0,48 (131)	0,55 (200)	1,83 (182)	-0,51 (115)	-1,01 (182)
	0,24_2,00	0,02_0,24	0,45_0,99	-0,98_8,84	-1,39_0,48	0,32_0,63	0,35_0,81	-2,63_6,47	-1,33_0,31	-4,31_3,80
PS_A	45,70 ± 7,73	1,54 ± 0,99	4,81 ± 1,96	448,6 ± 56,3	43,25 ± 9,47	2,79 ± 1,39	5,93 ± 2,02	427,1 ± 52,3	56,9 ± 6,93	136,7 ± 28,3
	45,87 (0,49)	1,58 (0,09)	4,86 (0,20)	447,5 (4,21)	42,90 (0,79)	2,72 (0,14)	5,82 (0,23)	424,7 (3,48)	57,4 (0,72)	137,6 (2,66)
	46,77 (823)	1,77 (364)	5,32 (323)	442,9 (486)	41,69 (330)	2,63 (189)	5,55 (142)	416,3 (621)	58,7 (243)	138,4 (258)
	30,26_60,73	-0,48_3,40	1,09_8,52	341,1_558,8	25,01_61,40	0,00_5,52	2,03_10,14	326,3_533,0	41,8_70,1	81,43_191,0
AOL_S	14,02 ± 1,84	0,54 ± 0,26	1,39 ± 0,32	42,61 ± 7,39	11,29 ± 2,28	0,46 ± 0,29	0,55 ± 0,39	46,73 ± 10,3	2,63 ± 1,92	13,40 ± 7,88
	14,03 (0,13)	0,54 (0,02)	1,40 (0,02)	42,75 (0,57)	11,11 (0,17)	0,45 (0,02)	0,54 (0,02)	46,24 (0,85)	2,46 (0,22)	13,60 (0,58)
	13,97 (941)	0,52 (859)	1,43 (425)	43,73 (589)	10,22 (273)	0,41 (260)	0,55 (273)	46,32 (337)	1,79 (90)	14,10 (378)
	10,38_17,58	0,04_1,04	0,76_2,03	27,94_56,62	6,88_15,73	-0,13_1,03	-0,25_1,32	27,2_67,2	-0,89_6,43	-2,50_28,11
EG_S	0,42 ± 0,30	0,13 ± 0,04	0,06 ± 0,05	1,58 ± 1,09	0,28 ± 0,22	0,34 ± 0,06	0,36 ± 0,09	3,13 ± 1,73	-0,78 ± 0,25	1,29 ± 1,25
	0,41 (0,03)	0,13 (0,004)	0,05 (0,006)	1,59 (0,10)	0,28 (0,02)	0,33 (0,005)	0,35 (0,006)	3,08 (0,14)	-0,76 (0,03)	1,34 (0,14)
	0,42 (168)	0,13 (251)	0,05 (208)	1,60 (226)	0,27 (374)	0,33 (173)	0,35 (223)	2,99 (317)	-0,75 (107)	1,53 (201)
	-0,13_1,06	0,05_0,20	-0,04_0,16	-0,57_3,79	-0,17_0,72	0,23_0,54	0,18_0,53	-0,25_6,47	-1,35_-0,35	-1,18_3,63.
EGP8_S	0,19 ± 0,48	0,10 ± 0,05	0,26 ± 0,08	-1,83 ± 1,23	0,31 ± 0,31	0,17 ± 0,06	0,73 ± 0,15	3,12 ± 2,30	-1,15 ± 0,18	2,17 ± 1,87
	0,21 (0,04)	0,10 (0,004)	0,26 (0,008)	-1,90 (0,12)	0,31 (0,02)	0,17 (0,004)	0,73 (0,01)	3,07 (0,14)	-1,15 (0,02)	2,03 (0,18)
	0,29 (565)	0,11 (620)	0,25 (289)	-2,03 (162)	0,33 (450)	0,17 (248)	0,73 (222)	3,02 (369)	-1,17 (188)	2,08 (274)
	-0,78_1,10	0,00_0,21	0,07_0,41	-4,18_0,63	-0,29_0,94	0,04_0,30	0,42_1,01	-1,29_7,78	-1,50_-0,80	-1,24_6,05
PS_S	40,97 ± 8,82	0,80 ± 1,15	5,88 ± 1,84	331,9 ± 39,5	52,95 ± 7,99	2,92 ± 1,32	3,19 ± 1,79	503,3 ± 68,2	39,99 ± 6,78	206,9 ± 54,8
	41,01 (0,64)	0,79 (0,09)	5,87 (0,17)	332,9 (2,46)	53,20 (0,59)	2,94 (0,10)	3,21 (0,10)	499,2 (5,01)	39,97 (0,72)	203,5 (5,99)
	40,47 (893)	0,74 (620)	6,00 (285)	335,3 (766)	53,89 (546)	2,96 (461)	3,15 (594)	485,9 (441)	41,11 (149)	200,7 (202)
	23,61_58,07	-1,45_3,05	2,22_9,49	254,6_410,3	37,14_68,26	0,35_5,53	-0,34_6,71	367,8_638,8	26,34_52,75	94,56_309,4
ALT	3,06 ± 1,50	-0,11 ± 0,20	0,68 ± 0,29	9,28 ± 4,92	0,98 ± 1,39	0,50 ± 0,15	0,60 ± 0,09	27,25 ± 5,40	11,8 ± 1,65	-4,03 ± 2,77
	3,31 (0,16)	-0,11 (0,02)	0,66 (0,03)	9,09 (0,51)	1,03 (0,16)	0,50 (0,02)	0,60 (0,01)	27,26 (0,53)	11,8 (0,20)	-4,02 (0,27)
	3,55 (255)	-0,12 (214)	0,60 (201)	9,01 (268)	1,58 (85)	0,50 (185)	0,61 (161)	27,05 (215)	11,8 (122)	-3,84 (207)
	-0,44_5,60	-0,49_0,28	0,16_1,27	-0,88_19,3	-1,74_3,48	0,20_0,76	0,41_0,79	16,60_37,94	8,81_15,3	-9,29_1,36
PE450	18,1 ± 10,34	-1,53 ± 1,86	4,23 ± 2,15	200,1 ± 22,1	24,87 ± 7,62	-2,39 ± 1,26	-2,20 ± 2,05	115,7 ± 37,6	15,69 ± 2,42	369,3 ± 32,8
	18,4 (0,79)	-1,49 (0,18)	4,21 (0,22)	199,9 (2,09)	24,81 (0,50)	-2,35 (0,14)	-2,22 (0,19)	113,7 (3,57)	15,88 (0,25)	368,2 (2,39)
	18,8 (625)	-1,29 (312)	4,04 (188)	199,3 (245)	24,16 (1049)	-2,16 (210)	-2,30 (363)	104,3 (466)	16,54 (223)	368,7 (963)
	-2,74_37,94	-5,11_1,95	0,33_8,33	156,8_242,5	10,30_40,01	-5,10_-0,12	-6,00_1,74	47,20_191,1	10,88_20,03	305,8_435,3

^aEstimativas *a posteriori* da média ± erro-padrão; ^bEstimativas *a posteriori* da mediana e o erro de monte carlo; ^cEstimativas *a posteriori* da moda e tamanho efetivo da amostra; ^dEstimativas de 95% do intervalo da máxima densidade *a posteriori*.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARNOLD, J.W.; BERTRAN, J.K.; BENYSHEK, L.L.; LUDWIG, C. Estimates of genetic parameters for live animal ultrasound, actual carcass data and growth traits in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 69, p. 985-992, 1991.

BIF. 2002. **Guidelines for Uniform Beef Improvement Programs**, 8th ed. Beef Improvement Federation (BIF), University of Georgia, Athens, GA.

BOURDON, R. M. **Understanding animal breeding**. New Jersey: Colorado State University, 523p., 1997.

BRONSON, F. H.; MANNING J. M. The Energetic Regulation of Ovulation: A Realistic Role for Body Fat. **Biology of Reproduction**, v. 44, p. 945-950, 1991.

CREWS JUNIOR, D.H.; POLLAK, E.J.; WEABER, R.L.; QUAAS, R.L.; LIPSEY, R.J. Genetic parameters for carcass traits and their live animal indicators in Simmental cattle. **Journal of Animal Science**, v.81, p.1427-1433, 2003.

CYRILLO, J. N. S. G.; RAZOOK A. G.; FIGUEIREDO, L. A.; NETO L. M. B.; MERCADANTE M. E. Z.; TONHATI H. Estimativas de tendências e parâmetros genéticos do peso padronizado aos 378 dias de idade, medidas corporais e perímetro escrotal de machos nelore de Sertãozinho, SP. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 30, n.1, p. 56-65, 2001.

GELMAN, A.; RUBIN, D.B. Inference from iterative simulation using multiple sequence. **Statistical Science**, Hayward, v.7, n.4, p.457-511, 1992.

GIANOLA, D.; FERNANDO, R.L. Bayesian methods in animal breeding theory. **Journal of Animal Science**, v. 63, p. 217-244, 1986.

GIANOLA, D.; FOLLEY, J.L. Non linear prediction of latent genetic liability with binary expression: An empirical Bayes approach. In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 2., Madri, Espanha, 1982. **Proceedings...** Madri, v. 7, p. 293-303. 1982.

HASSEN, A.; WILSON, D. E.; ROUSE G. H.; TAIT Jr R. G. Partitioning variances of growth in ultrasound longissimus muscle area measures in Angus bulls and heifers. **Journal of Animal Science**, v.82, p.1272-1279, 2004.

HERRING, W.O., KRIESE, L.A., BERTRAND, J.K. e CROUCH, J. Comparison of four real-time ultrasound systems that predict intramuscular fat in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v. 76, p. 364-370, 1998.

JOHNSON, M.Z.; SCHALLES, R.R.; DIKEMAN, M.E.; GOLDEN, B.L. Genetic parameter estimates of ultrasound-measured longissimus muscle area and 12th rib fat thickness in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.71, p.2623-2630, 1993.

KEMP, D.J.; HERRING, W.O.; KAISER, C.J. Genetic and environmental parameters for steer ultrasound and carcass traits. **Journal of Animal Science**, v.80, p.1489-1496, 2002.

LIMA NETO, H.R.; BERGMANN, J.A.G.; GONÇALVES, T.M.; ARAUJO, F.R.C.; BEZERRA, L.A.F.; SAINZ, R.D.; LÔBO, R.B.; SILVA, M.A. Parâmetros genéticos para características de carcaça avaliadas por ultrassonografia em bovinos da raça Guzerá. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.61, n.1, p.251-258, 2009.

MEYER, K. Multivariate analyses of carcass traits for Angus cattle fitting reduced rank and factor analytic models. **Journal Animal Breeding and Genetics**, v.124, p.50-64, 2007.

MEYER, K.; JOHNSTON, D.J.; GRASER, H.U. Estimates of the complete genetic covariance matrix for traits in multi-trait genetic evaluation of Australian Hereford cattle. **Australian Journal of Agricultural Research**, v. 55, p. 195-210, 2004.

MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; STRABEL, T.; AUVRAY, B.; DRUET, T.; LEE, D.H. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, France, 2002. **Proceedings...** Montpellier, v. 28, p. 07. 2002.

MOSER, D.W.; BERTRAND, J.K.; MISZTAL, I.; KRIESE, L.A.; BENYSHEK, L.L. Genetic parameters estimates for carcass and yearling ultrasound measurements in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.76, p.2542-2548, 1998.

PERKINS, T.L.; GREEN, R.D.; HAMLIN, K.E. Evaluation of ultrasonic estimates of carcass fat thickness and longissimus muscle area in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.70, p.1002-1010, 1992a.

PERKINS, T.L.; GREEN, R.D.; HAMLIN, K.E.; SHEPARD, H.H.; MILLER, M.F. Ultrasonic prediction of carcass merit in beef cattle: evaluation of technician effects on ultrasonic estimates of carcass fat thickness and longissimus muscle area. **Journal of Animal Science**, v.70, p.2758-2765, 1992b.

PLUMMER, M.; BEST, N.; COWLES, K.; VINES, K. 2006. **Coda: output analysis and diagnostics for MCMC. R-project (2006)**. Disponível em: <<http://r-mirror.linux.iastate.edu/CRAN/>> Acesso: 30 out. 2006.

RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. Comment: One long run with diagnostics: Implementation strategies for Markov Chain Monte Carlo. **Stat. Sci.**, v. 7, p. 493 - 497, 1992a.

RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. **How many iterations in the Gibbs sampler?** In: Bayesian Statistics 4, J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds.), p. 763–773. Oxford University Press. 1992b.

REVERTER, A.; JOHNSTON, D.J.; GRASER, H.U.; WOLCOTT, M.L.; UPTON, W.H. Genetic analyses of live animal ultrasound and abattoir carcass traits in Australian Angus and Hereford cattle. **Journal of Animal Science**, v.78, p.1786-1795, 2000.

RILEY, D.G.; CHASE JR, C.C.; HAMMOND, A.C.; WEST, R.L.; JOHNSON, D.D.; OLSON, T.A.; COLEMAN, S.W. Estimated genetic parameters for carcass traits of Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v. 80, p.955-962, 2002.

ROBERTSON, A. The sampling variance of the genetic correlation coefficient. **Biometrics**, v.15, p. 469-485, 1959.

ROBINSON, D.L.; HAMMOND, K.; McDONALD, C.A. Live animal measurement of carcass traits: estimation of genetic parameters for beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.71, p.1128-1135, 1993.

SHEPARD, H.H.; GREEN, R.D.; GOLDEN, B.L.; HAMLIN, K.E.; PERKINS, T.L.; DILES, J.B. Genetic parameter estimates of live animal ultrasonic measures of retail yield indicators in yearling breeding cattle. **Journal of Animal Science**, v.74, p.761-768, 1996.

STELZLENI, A.M.; PERKINS, T.L.; BROWN JUNIOR, A.H.; POHLMAN, F.W.; JOHNSON, Z.B.; SANDELIN, B.A. Genetic parameter estimates of yearling live animal ultrasonic measurements in Brangus cattle. **Journal of Animal Science**, v.80, p.3150-3153, 2002.

TURNER, J.W.; PELTON, L.S.; CROSS, H.R. Using live animal ultrasound measures of ribeye area and fat thickness in yearling Hereford bulls. **Journal of Animal Science**, v. 68, p.3502. 1990.

VAN TASSELL, C.P.; VAN VLECK, L.D. Multiple-trait Gibbs sampler for animal models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co)variance component inference. **Journal of Animal Science**, v. 74, p. 586-2597, 1996.

VARGAS, C. A.; ELZO M. A.; CHASE, JR. C. C.; OLSON. T. A. Genetic parameters and relationships between hip height and weight in Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v.78, p. 3045-3052, 2000.

VARGAS, C.A.; ELZO, M.A.; CHASE JR., C.C.; CHENOWETH, P.J.; OLSON, T.A. Estimation of parameters for scrotal circumference, age at puberty in heifers, and hip height in Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v.76, p. 2536-2541, 1998.

WALDNER, D.N.; DIKERMANN, M.E.; SCHALLES, R.R.; OLSON, W.G.; HOUGHTON, P.L.; UNRUSH, J.A.; CORAH, L.R. Validation of real-time ultrasound technology for predicting fat thickness, longissimus muscle areas and composition of Brangus bulls from 4 months to 2 years age. **Journal of Animal Science**, v. 70, n.3, p. 973-983, 1992.

WILSON, D.E. Application of ultrasound for genetic improvement. **Journal of Animal Science**, v. 70, p. 973-983, 1992.

WILSON, D.E.; WILHAM, R.L.; NORTHCUTT, S.L.; ROUSE, G.H. Genetic parameters for carcass traits estimated from Angus field records. **Journal of Animal Science**, v. 71, p. 2365-2370, 1993.

YOKOO, M.J.; ALBUQUERQUE, L.G.; LOBO, R.B.; BEZERRA, L.A.F.; ARAUJO, F.R.C.; SILVA, J.A.V.; SAINZ, R.D. Genetic and environmental factors affecting ultrasound measures of longissimus muscle area and backfat thickness in Nelore cattle. **Livestock Science**, v.117, p.147-154, 2008.

YOKOO, M.J.; WERNECK, J.N.; PEREIRA, M.C.; ALBUQUERQUE, L.G.; KOURY FILHO, W.; SAINZ, R.D.; LOBO, R.B.; ARAUJO, F.R.C. Correlações genéticas entre escores visuais e características de carcaça medidas por ultrassom em bovinos de corte. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.44, n.2, p.197-202, 2009.

CAPÍTULO 3 - Estudo da associação genética entre características reprodutivas de fêmeas e de crescimento e carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano em Nelore

Resumo: Objetivou-se com este trabalho estimar as correlações genéticas (r_g) entre as características reprodutivas, idade ao primeiro parto (IPP) e primeiro intervalo entre partos (PIEP), e outras características de importância econômica, como as de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano e de crescimento, em animais da raça Nelore. As características de carcaça medidas por ultrassom e peso (PS) foram coletadas ao ano (A) e ao sobreano (S). Os parâmetros genéticos foram estimados em análises multi-características por modelos animal, utilizando-se a inferência Bayesiana via algoritmo de "Gibbs Sampling". Os parâmetros genéticos estimados no presente trabalho sugerem a existência de variabilidade genética para IPP (herdabilidade = 0,26), sendo que, a seleção para a diminuição da IPP de fêmeas Nelore deve responder à seleção individual, sem causar diminuição do valor genético dos animais para PS ($r_g = -0,22$ (A) e $-0,44$ (S)), perímetro escrotal ($r_g = 0,02$), deposição de gordura subcutânea na carcaça (r_g variou entre $-0,11$ e $0,14$) e musculosidade ao sobreano ($r_g = -0,04$). A seleção para a IPP, no longo prazo, pode levar a um aumento da altura dos animais, embora essa associação seja relativamente baixa ($-0,35$). A estimativa de herdabilidade a posteriori para a característica PIEP foi de magnitude baixa, $0,11 \pm 0,03$. A seleção para as características de crescimento e carcaça obtidas por ultrassom não afetará o PIEP, com exceção do incremento da espessura de gordura subcutânea ao sobreano, que no longo prazo poderá aumentar o PIEP, por resposta correlacionada ($r_g = 0,40$).

Palavras-chave: altura do posterior, área de olho de lombo, inferência Bayesiana, precocidade sexual

Study of genetic association between female reproductive and growth and carcass traits measured by real time ultrasound at 12 and 18 months of ages

Abstract: The objective of this paper was to estimate genetic correlations (r_g) between reproductive traits, as age at first calving (AFC) and first calving interval (FCI) and other economically relevant traits, i.e., ultrasound carcass traits at two different ages and growth traits in Nelore cattle. The ultrasound carcass traits and weight (W) were collected in animals aged at year (Y) and a second measure at 18 months (S). The genetic parameters were estimated in multitraits analyses, with animal models, using the Bayesian inference by Gibbs Sampling algorithm. The genetic parameters estimated in this work suggest the existence of genetic variability for AFC (heritability = 0.26), where the selection for the reduction of Nelore females AFC should respond to mass selection, without causing genetic antagonism in the selection of W ($r_g = -0,22$ (Y) and $-0,44$ (S)), scrotal circumference ($r_g = 0,02$), subcutaneous fat deposition (r_g ranged between $-0,11$ and $0,14$) and longissimus muscle area at 18 months of age ($r_g = -0,04$). The selection for the AFC in the long term could lead to an increase in the animals frame, although this association is relatively low (-0.35). The posteriori heritability estimate for FCI was low, 0.11 ± 0.03 . The selection for growth and carcass traits measured by ultrasound should not affect the FCI, except for the increase of backfat thickness at 18 months of age ($r_g = 0.40$), that should enhance FCI in the long term, as a correlated response.

Keywords: Bayesian inference, hip height, Longissimus muscle area, sexual precocity

INTRODUÇÃO

Rebanhos detentores de elevada precocidade sexual e fertilidade possuem maior disponibilidade de animais, tanto para venda, como para seleção, permitindo maior intensidade seletiva e, conseqüentemente, progressos genéticos mais elevados e maior lucratividade (TOELLE & ROBISON, 1985). Segundo diversos autores, entre eles, TRENKLE & WILHAM (1977), MEACHAM & NOTTER (1987), NEWMAN et al. (1992), MACNEIL et al. (1994), PHOCAS et al. (1998) e KLUYTS et al. (2007), em pecuária de corte, as características reprodutivas são as principais responsáveis pelo retorno econômico do investimento quando comparadas com as características de crescimento e de carcaça. Por exemplo, na França com animais taurinos, as características reprodutivas são, entre 1,5 e 4, e entre 3 e 6 vezes mais importantes economicamente que as características de crescimento e de carcaça, respectivamente (PHOCAS et al., 1998). Contudo, em poucos programas de melhoramento genético de bovinos de corte têm-se utilizado características reprodutivas mensuradas em fêmeas como critério de seleção, sendo o perímetro escrotal, uma das poucas características indicadoras de reprodução (MOSER et al., 1996; SILVA et al., 2000; KEALEY et al., 2006) empregadas.

A redução da idade ao primeiro parto (IPP) pode afetar significativamente a produtividade do rebanho, pela sua influência na produção de bezerros durante a vida útil da matriz, possibilitando uma maior intensidade de seleção e reduzindo o intervalo de gerações, com conseqüente aumento do progresso genético e da lucratividade para todo o sistema de produção. Outra característica reprodutiva interessante para melhorar a fertilidade do rebanho é o primeiro intervalo entre partos (PIEP), pois este leva em conta a habilidade da fêmea de re-conceber o mais rápido possível após o primeiro parto, o que hoje, é ainda um ponto de estrangulamento na produção de gado de corte no Brasil. Além disso, o PIEP considera o intervalo entre partos, o qual interfere diretamente na rentabilidade da exploração pecuária, pois afeta o número de bezerros

produzidos pela vaca e o intervalo de gerações, podendo limitar a intensidade de seleção.

Geralmente, características reprodutivas mensuradas em fêmeas da raça Nelore apresentam baixas estimativas de herdabilidade, em torno de 0,10 (GRESSLER et al., 2000; DIAS et al., 2004; FORNI & ALBUQUERQUE, 2005; AZEVEDO et al., 2006; BOLIGON et al., 2007 & 2008), sendo fortemente influenciadas por fatores ambientais. No entanto, estimativas de herdabilidade de magnitudes moderadas, variando entre 0,28 e 0,37 para IPP (MERCADANTE et al., 2000; BERTAZZO et al., 2004) e de 0,32 a 0,42 para IEP (CAMPELLO et al., 1999; SILVEIRA et al., 2004) são relatadas. Considerando que essas características são fundamentais para a manutenção e seleção do rebanho, e que os ganhos obtidos pelo melhoramento genético das mesmas será permanente, pode-se justificar o investimento na seleção de animais geneticamente superiores. Assim, estudos da associação genética das características reprodutivas com outras de importância econômica, como por exemplo, as características de crescimento e de carcaça obtidas por ultrassom, podem trazer informações para melhor entendimento dos fatores que afetam o desempenho sexual de fêmeas jovens. Objetivou-se com este trabalho, estimar as correlações genéticas entre as características reprodutivas, idade ao primeiro parto e primeiro intervalo entre partos, e outras características de importância econômica, como as características de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano e características de crescimento.

MATERIAL E MÉTODOS

O presente trabalho foi desenvolvido com animais da raça Nelore pertencentes aos rebanhos de criadores associados ao Programa de Melhoramento Genético da Raça Nelore – Nelore Brasil (PMGRN) da Associação Nacional de Criadores e Pesquisadores de Ribeirão Preto, SP (ANCP), conjuntamente com a Universidade Estadual Paulista (UNESP), Campus de Jaboticabal, SP. Foram avaliadas as características reprodutivas:

idade ao primeiro parto (IPP), obtida pela diferença entre a data do primeiro parto e a data do nascimento da fêmea, em dias, e primeiro intervalo entre partos (PIEP), medida pela diferença entre o primeiro e segundo parto, em dias. Essas características reprodutivas mensuradas em fêmeas são provenientes de quatro rebanhos do PMGRN de matrizes nascidas entre 1977 e 2003. Verificou-se ainda, a existência de nascimento ao longo de todo o ano, embora a maioria das fazendas adotasse um longo período de estação de monta na época das águas.

As características de carcaça obtidas por ultrassom em tempo real foram coletadas em animais machos e fêmeas, entre os anos de 2002 e 2004, nesses mesmos quatro rebanhos do PMGRN que foram coletados os dados reprodutivos e em mais seis fazendas associadas ao PMGRN. As características de carcaça foram obtidas em duas idades, em torno de um ano (A), com idade média de 370 dias (329-470 dias) e ao sobreano (S), com média de 570 dias de idade (480-629 dias). Para obtenção das imagens de ultrassom utilizou-se um aparelho ALOKA 500V, com sonda linear de 17,2 cm, de 3,5 MHz e um acoplador acústico, em conjunto com um sistema de captura de imagens (Blackbox, Biotronics Inc., Ames, IA, EUA). Para coleta da imagem da área de olho de lombo (AOL) e espessura de gordura subcutânea (EG), o transdutor foi colocado perpendicularmente à coluna vertebral, transversalmente sobre o músculo *Longissimus dorsi*, entre a 12^a e 13^a costelas, utilizando-se um acoplador acústico ("standoff"). A imagem da espessura de gordura subcutânea na garupa (EGP8) foi coletada com o transdutor colocado na intersecção dos músculos *Gluteus medius* e *Biceps femoris*, localizados entre o ílio e o ísquio.

Na data da coleta dos dados de ultrassom, também foram tomados os pesos (PS) e, ao sobreano, a altura do posterior (ALT) dos animais. Foram analisadas ainda, 5.695 medidas de perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade (PE450). O PE450 foi mensurado em todos os animais nascidos entre os anos 1998 e 2003, nos dez rebanhos estudados.

O grupo de contemporâneos (GC) foi definido como animais da mesma fazenda, sexo (exceto para PE450, IPP e PIEP), estação e ano de nascimento e lote de manejo. Além disso, para IPP e PIEP, acrescentaram-se as variáveis fazenda e estação do parto na formação do GC. Foram eliminados os animais com medidas de três desvios-padrão acima ou abaixo da média do seu respectivo GC. Também foram excluídos os GC que continham apenas animais filhos de um mesmo touro, além de GC com menos de três animais. Na Tabela 1 pode-se observar a estrutura do arquivo dos dados, após consistência.

Tabela 1: Descrição do arquivo dos dados, de bovinos da raça Nelore.

Característica	Nº	Média (DP)	Nº Touros	Nº Mães	NºGC
AOL_A, cm ²	1.279	46,95 (10,77)	164	1.066	110
EG_A, mm	1.204	1,95 (1,11)	160	999	121
EGP8_A, mm	1.197	3,01 (1,88)	160	993	121
PS_A, kg	2.358	268,97 (64,09)	227	2.079	204
AOL_S, cm ²	2.776	48,05 (8,36)	231	2.552	243
EG_S, mm	2.581	1,87 (1,07)	226	2.397	253
EGP8_S, mm	2.570	2,95 (1,94)	226	2.384	252
PS_S, kg	2.966	339,69 (65,98)	236	2.683	302
ALT, cm	2.356	136,06 (5,04)	226	2.308	250
PE450, mm	5.695	245,87 (30,22)	386	4.109	188
IPP, dias	7.648	1.117 (161,98)	485	6.785	706
PIEP, dias	5.764	466 (123,80)	439	4.437	656

AOL_A e AOL_S = área de olho de lombo obtida ao ano e ao sobreano, respectivamente; EG_A e EG_S = espessura de gordura subcutânea obtida ao ano e ao sobreano, respectivamente; EGP8_A e EGP8_S = espessura de gordura subcutânea na garupa obtida ao ano e ao sobreano, respectivamente; PS_A e PS_S = peso vivo obtida ao ano e ao sobreano, respectivamente; ALT = altura do posterior mensurada ao sobreano; PE450 = perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade; IPP = idade ao primeiro parto; PIEP = primeiro intervalo entre partos; Nº = Número de animais; DP = desvio-padrão; Nº Touros = Número de touros (pais); Nº Mães = Número de vacas (mães); NºGC = Número de grupos de contemporâneos;

Os componentes de (co)variância foram estimados em análises multivariadas por meio do modelo animal, utilizando-se a inferência Bayesiana (GIANOLA & FOULLEY, 1982; GIANOLA & FERNANDO, 1986; VAN TASSEN & VAN

VLECK, 1996). Foi utilizado o programa GIBBS2F90, desenvolvido por MISZTAL et al. (2002), que foi escrito em linguagem FORTRAN 90 e utiliza a inferência Bayesiana pelo algoritmo da amostragem de Gibbs.

Para os valores *a priori* das (co)variâncias aditivas e residuais foi utilizada a distribuição não informativa ou "flat" (não refletindo conhecimento prévio do parâmetro), que o programa transforma em uma distribuição imprópria. Foi assumido uma distribuição uniforme *a priori* para os efeitos sistemáticos e para os demais componentes, a distribuição Wishart invertida. Foi computada uma cadeia de 1.500.000 iterações, sendo que o tamanho final da cadeia, bem como a especificação do "burn-in" e do intervalo de amostragem ("thin") foram definidos por meio do critério de RAFTERY & LEWIS (1992a,b), que indica a convergência da cadeia por meio da baixa correlação serial existente entre os ciclos, e também pelo critério de GELMAN & RUBIN (1992). Essas análises foram feitas utilizando o pacote "BOA" ("Bayesian Output Analysis") do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008).

Depois de verificada a convergência da cadeia de Gibbs, as estimativas da distribuição *a posteriori* foram computadas após um descarte de 600.000 iterações iniciais e uma amostragem a cada doze iterações ("thin"), totalizando 75.000 amostras para o cálculo das médias, desvios-padrão, mediana, moda, erro de Monte Carlo, tamanho efetivo da amostra e intervalo de 95% da maior densidade *a posteriori*. Foram utilizados os pacotes "BOA" e "CODA" ("Output Analysis and Diagnostics for MCMC", PLUMMER et al., 2006) do programa R (R DEVELOPMENT CORE TEAM, 2008) para esse fim.

A matriz de parentesco foi até a última geração conhecida e totalizou 69.872 animais. Os modelos, para todas as características incluíram os efeitos aleatórios genético aditivo direto e residual, os efeitos sistemáticos do GC e da idade do animal como covariável (efeitos linear e quadrático, exceto para o PE450 e IPP). A característica PIEP foi analisada pelo mesmo modelo anterior, apenas acrescentando o efeito sistemático do tipo de cobertura para a segunda prenhez (inseminação ou monta

natural). Para as características PS, EG, EGP8 (ao ano e ao sobreano) e ALT também acrescentou-se o efeito sistemático da idade da vaca ao parto, em classes (35; 36 a 47; 48 a 59; 60 a 71; 72 a 119 e > 120 meses). O modelo geral utilizado pode ser representado em notação matricial como:

$$\underset{\sim}{y} = \underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{Z}\underset{\sim}{a} + \underset{\sim}{e},$$

em que $\underset{\sim}{y}$ é o vetor de observações; $\underset{\sim}{\beta}$ é o vetor de efeitos sistemáticos desconhecidos; $\underset{\sim}{a}$ é o vetor de efeitos aleatórios desconhecidos que representam os valores genéticos aditivos de cada animal; $\underset{\sim}{e}$ é o vetor de efeitos aleatórios residuais desconhecidos; e $\underset{\sim}{X}$ e $\underset{\sim}{Z}$ são as matrizes de incidência, que relacionam os registros aos efeitos fixos e aos aleatórios genéticos aditivos, respectivamente.

As pressuposições acerca da distribuição de $\underset{\sim}{y}$, $\underset{\sim}{a}$ e $\underset{\sim}{e}$ podem ser descritas como:

$$\underset{\sim}{y} \sim N(\underset{\sim}{X}\underset{\sim}{\beta} + \underset{\sim}{Z}\underset{\sim}{a}, \underset{\sim}{I}\sigma_e^2)$$

$$p(\underset{\sim}{a} | \sigma_a^2) \sim N(0, \underset{\sim}{A} \otimes \underset{\sim}{G})$$

$$p(\underset{\sim}{e} | \sigma_e^2) \sim N(0, \underset{\sim}{I}\sigma_e^2)$$

em que $\underset{\sim}{A}$ é a matriz de numeradores dos coeficientes de parentesco de Wright entre os animais; $\underset{\sim}{I}$ é a matriz identidade de ordem igual à dimensão linha de $\underset{\sim}{y}$; $\underset{\sim}{G}$ é a matrix de (co)variância genética aditiva e σ_a^2 e σ_e^2 são as variâncias aditivas e residuais, respectivamente.

RESULTADOS E DISCUSSÃO

As estimativas de herdabilidade das características de carcaça obtidas por ultrassom e de crescimento foram de magnitudes moderadas a altas, variando de 0,33 a 0,65, indicando que essas características apresentam alta variabilidade genética na raça Nelore, podendo ser incluídas em programas de melhoramento genético, devendo

responder rapidamente à seleção massal. Maiores discussões podem ser encontradas no Capítulo 2.

Assumindo que estimativas de herdabilidade baixa vai até 20% e moderada, de 20 a 40% (BOURDON, 1997), pode-se observar na Figura 1, que a maioria dos valores estimados para PIEP e IPP encontram-se nas magnitudes baixa e moderada, respectivamente.

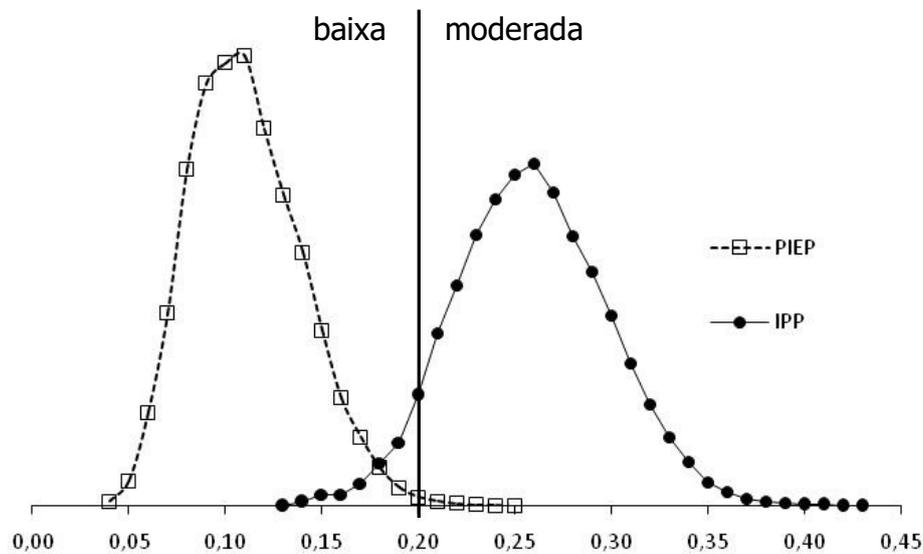


Figura 1: Densidade marginal *a posteriori* das herdabilidades das características idade ao primeiro parto (IPP) e primeiro intervalo entre partos (PIEP), juntamente com o critério de magnitudes baixas e moderadas, sugerido por BOURDON (1997).

A média *a posteriori* da estimativa de herdabilidade da característica IPP foi de magnitude moderada, $0,26 \pm 0,05$, e a estimativa do intervalo de 95% da maior densidade *a posteriori* (HPD) foi de 0,18 a 0,34, sugerindo que a utilização dessa característica como critério de seleção, deverá promover moderado progresso genético para precocidade sexual em rebanhos Nelore. Este resultado corrobora com estudos em animais da raça Nelore (CAMPELLO et al., 1999; MERCADANTE et al., 2000; DIAS et al., 2004a,b; AZEVEDO et al., 2006). Entretanto, alguns trabalhos (PEREIRA et al., 2001; FORNI & ALBUQUERQUE, 2005; BOLIGON et al., 2007 & 2008) reportaram baixas estimativas de herdabilidade para IPP, variando entre 0,06 e 0,15.

No presente estudo, vale ressaltar que somente algumas novilhas tiveram sua primeira oportunidade de emprenhar, ao redor dos 16 meses de idade, e aquelas que não conceberam, tiveram uma segunda chance ao redor dos dois anos de idade, que foi a maioria das fêmeas (95%). SILVA & ALBUQUERQUE (2004) verificaram que a seleção para precocidade sexual de fêmeas Nelore deveria ser feita em idades mais jovens, pois quando as fêmeas são expostas antecipadamente à reprodução, existem maiores possibilidades de um rápido ganho genético, pois a herdabilidade da característica prenhez aos 18 meses de idade foi maior ($0,52 \pm 0,08$) que para prenhez aos 27 meses ($0,12 \pm 0,02$). Além disso, é importante verificar a definição do grupo de contemporâneos, como foi discutido por DIAS et al. (2004a,b). Segundo esses autores, a inclusão de todas as fêmeas nascidas no rebanho e não só as que foram colocadas em reprodução, proporciona aumento da variabilidade genética para IPP. DIAS et al. (2004b) também concluíram que a inclusão de ano e estação do parto na formação de grupos contemporâneos provavelmente diminuiu parte da variação genética existente para IPP. Outro fato importante que se deve levar em conta é a definição da entrada em reprodução das novilhas, pois envolve uma série de particularidades complexas. Todos esses fatores, juntamente com o modelo utilizado para estimação do valor genético são os que podem definir a velocidade do ganho genético para IPP. Dessa forma, a moderada herdabilidade estimada para IPP no presente trabalho, provavelmente se atribui a maneira com que essa característica foi estudada, indicando a utilização de outras metodologias de estudo, como por exemplo a análise de sobrevivência, conforme discutido por DUCROCQ & SOLKNER (1994 & 1998), a dos modelos lineares censurados, como já foi descrito por SORENSEN et al. (1998) ou a dos modelos não lineares, como relatado por DeLORENZO & EVERETT (1986).

A média *a posteriori* da estimativa de herdabilidade (Figura 1) da característica PIEP foi de magnitude baixa, $0,11 \pm 0,03$, e a HPD foi de 0,06 a 0,17, indicando que a característica PIEP deve responder lentamente à seleção individual. Este resultado é similar aos relatados em animais da raça Nelore (GRESSLER et al., 2000; MERCADANTE

et al., 2000). Por outro lado, CAMPELLO et al. (1999) e SILVEIRA et al. (2004), estudando a característica intervalo entre partos, considerando várias medidas por animal, estimaram coeficientes de herdabilidade de magnitudes moderadas a altas, 0,32 e 0,42, respectivamente. De acordo com esses autores, quando se avalia somente o primeiro intervalo entre partos, ou os primeiros, se obtém coeficientes de herdabilidade de baixa magnitude, principalmente, devido à maior vulnerabilidade e ao estresse nutricional que as vacas jovens são submetidas, fazendo com que as diferenças genéticas sejam de difícil identificação. Alguns autores, dentre eles, BOURDON & BRINKS (1983), AZZAM et al. (1986) e MARSHALL et al. (1990) discutem as limitações da característica intervalos entre partos, pois a existência da estação de monta, torna os dados que são coletados neste período truncados sendo estes, tratados de forma incorreta pelos modelos lineares que normalmente são utilizados. Por exemplo, a estação de monta, que pode durar entre 60 e 120 dias em algumas propriedades, fato que pode atrapalhar o desempenho da novilha, pois esta estação de monta pode acabar e o animal, por algum motivo, pode não ter emprenhado. Dessa forma, a baixa estimativa de variabilidade genética do PIEP encontrada no presente trabalho, sugere o emprego dos modelos de sobrevivência (DUCROCQ & SOLKNER, 1994 & 1998), os quais permitem incluir na análise, dados de animais que entraram na estação de monta e que não tiveram o registro de parto anotado.

As associações entre IPP e PIEP não foram diferentes da nulidade, sendo que, as correlações genéticas e fenotípicas foram de $-0,12 \pm 0,17$ e $0,02 \pm 0,03$, respectivamente, indicativo de que a seleção para diminuição da IPP não deverá levar a diminuição do PIEP, por resposta correlacionada. Esta correlação genética é similar à relatada por MERCADANTE et al. (2000), em animais da raça Nelore ($-0,06$).

Nas Tabelas 2 e 3 estão apresentadas as estimativas *a posteriori* das correlações genéticas e fenotípicas entre as características reprodutivas, IPP e PIEP e as demais características analisadas. Em geral, as correlações entre PIEP e as outras características estudadas, com exceção da EG_S ($0,40 \pm 0,17$), não foram diferentes de

zero. Esses resultados indicam que a seleção para diminuir PIEP poderá diminuir a EG_S, apesar da baixa estimativa de herdabilidade para PIEP, mas não afetará a musculabilidade e o crescimento do animal, e vice-versa, por resposta correlacionada. Contudo, trabalhos conflitantes como os de MEYER & JOHNSTON (2003) e MEYER et al. (2004) relataram correlações genéticas negativas e de magnitudes moderadas a baixas, entre característica observada em fêmeas da raça Hereford, dias para o parto e a gordura subcutânea e intramuscular.

Tabela 2: Estimativas *a posteriori* das correlações genética (\hat{r}_g) e fenotípica (\hat{r}_f) entre as características área de olho de lombo (AOL_S), espessura de gordura subcutânea (EG_S), espessura de gordura subcutânea na garupa (EGP8_S), peso vivo (PS_S) e altura do posterior (ALT), obtidas ao sobreano e as características reprodutivas, idade ao primeiro parto (IPP) e primeiro intervalo entre parto (PIEP), em animais da raça Nelore.

Característica	AOL_S, cm ²	EG_S, mm	EGP8_S, mm	PS_S, kg	ALT, cm	
IPP, dias	\hat{r}_g	-0,04 ± 0,15 ^a	0,11 ± 0,10	0,14 ± 0,14	-0,44 ± 0,17	-0,35 ± 0,11
		-0,04 (0,018) ^b	0,12 (0,012)	0,13 (0,016)	-0,44 (0,022)	-0,35 (0,012)
		-0,01 (102) ^c	0,16 (183)	0,14 (104)	-0,45 (162)	-0,34 (194)
		-0,32 a 0,27 ^d	-0,10 a 0,28	-0,12 a 0,40	-0,79 a -0,13	-0,55 a -0,14
	\hat{r}_f	-0,06 ± 0,08	-0,03 ± 0,03	-0,01 ± 0,05	0,02 ± 0,06	0,09 ± 0,05
		-0,06 (0,010)	-0,03 (0,004)	-0,02 (0,006)	0,03 (0,007)	0,08 (0,006)
		-0,06 (156)	-0,04 (170)	-0,04 (135)	0,05 (115)	0,07 (138)
		-0,21 a 0,08	-0,10 a 0,04	-0,11 a 0,10	-0,10 a 0,13	0,04 a 0,19
PIEP, dias	\hat{r}_g	0,01 ± 0,13	0,40 ± 0,17	0,02 ± 0,27	0,04 ± 0,16	-0,02 ± 0,22
		0,01 (0,01)	0,41 (0,02)	-0,06 (0,03)	0,02 (0,02)	-0,03 (0,03)
		0,06 (166)	0,46 (194)	-0,10 (112)	-0,01 (147)	-0,03 (170)
		-0,26 a 0,24	0,08 a 0,70	-0,32 a 0,63	-0,24 a 0,37	-0,41 a 0,40
	\hat{r}_f	0,38 ± 0,06	-0,01 ± 0,40	0,14 ± 0,13	-0,26 ± 0,06	-0,05 ± 0,32
		0,37 (0,006)	-0,07 (0,02)	0,09 (0,01)	-0,27 (0,006)	-0,11 (0,04)
		0,34 (121)	-0,05 (143)	0,07 (167)	-0,30 (122)	-0,21 (170)
		0,30 a 0,48	-0,60 a 0,60	0,02 a 0,47	-0,35 a -0,13	-0,53 a 0,56

^aEstimativas *a posteriori* da média ± erro-padrão; ^bEstimativas *a posteriori* da mediana e o erro de monte carlo; ^cEstimativas *a posteriori* da moda e tamanho efetivo da amostra; ^dEstimativas do intervalo de 95% de maior densidade *a posteriori*.

As médias *a posteriori* das correlações genéticas entre as características de carcaça obtidas por ultrassom ao ano e ao sobreano (A e S) e a IPP, com exceção da AOL_A, foram baixas, próximas da nulidade, além disso, todas as estimativas do HPD

foram de valores negativos a positivos, ou seja, estas amplitudes contêm o valor zero. Esses resultados sugerem que animais mais precoces, selecionados por meio da característica IPP, não tem, necessariamente, maior deposição de gordura subcutânea na carcaça e nem apresentam maior musculosidade ao sobreano. Como a taxa de ovulação da fêmea é regulada pelo positivo balanço energético corpóreo (BRONSON & MANNING, 1991), poder-se-ia esperar que animais mais precoces em termos de terminação da carcaça também o fossem sexualmente. No entanto, no presente estudo, a característica PIEP foi desfavoravelmente associada à EG_S e a IPP não está correlacionada com espessura de gordura subcutânea.

Tabela 3: Estimativas *a posteriori* das correlações genética (\hat{r}_g) e fenotípica (\hat{r}_f) entre as características área de olho de lombo (AOL_A), espessura de gordura subcutânea (EG_A), espessura de gordura subcutânea na garupa (EGP8_A) e peso vivo (PS_A), obtidas ao ano, perímetro escrotal padronizado aos 450 dias de idade (PE450) e as características reprodutivas, idade ao primeiro parto (IPP) e primeiro intervalo entre parto (PIEP), em animais da raça Nelore.

Característica	AOL_A, cm ²	EG_A, mm	EGP8_A, mm	PS_A, kg	PE450, mm	
IPP, dias	\hat{r}_g	-0,20 ± 0,16 ^a	0,11 ± 0,12	-0,11 ± 0,12	-0,22 ± 0,16	0,04 ± 0,08
		-0,20 (0,020) ^b	0,12 (0,015)	-0,12 (0,015)	-0,22 (0,020)	0,04 (0,003)
		-0,19 (149) ^c	0,18 (153)	-0,12 (158)	-0,22 (161)	0,04 (692)
		-0,51 a 0,10 ^d	-0,13 a 0,34	-0,35 a 0,14	-0,52 a 0,10	-0,13 a 0,21
	\hat{r}_f	-0,03 ± 0,06	0,06 ± 0,06	-0,07 ± 0,05	0,09 ± 0,06	0,02 ± 0,03
		-0,03 (0,006)	0,06 (0,006)	-0,07 (0,004)	0,09 (0,006)	0,02 (0,001)
		-0,02 (324)	0,07 (316)	-0,07 (283)	0,08 (283)	0,01 (740)
		-0,14 a 0,08	-0,06 a 0,17	-0,17 a 0,03	-0,03 a 0,20	-0,04 a 0,07
PIEP, dias	\hat{r}_g	0,19 ± 0,19	0,08 ± 0,17	-0,15 ± 0,23	0,06 ± 0,16	-0,02 ± 0,13
		0,19 (0,02)	0,09 (0,01)	-0,18 (0,03)	0,07 (0,02)	-0,01 (0,009)
		0,19 (167)	0,20 (164)	-0,33 (150)	0,08 (172)	-0,01 (299)
		-0,16 a 0,49	-0,26 a 0,36	-0,54 a 0,31	-0,26 a 0,34	-0,28 a 0,23
	\hat{r}_f	-0,06 ± 0,16	-0,48 ± 0,12	-0,20 ± 0,14	-0,43 ± 0,08	0,00 ± 0,03
		-0,10 (0,02)	-0,50 (0,01)	-0,20 (0,02)	-0,44 (0,01)	0,00 (0,002)
		-0,20 (119)	-0,49 (116)	-0,05 (131)	-0,46 (136)	0,00 (320)
		-0,32 a 0,21	-0,64 a -0,23	-0,45 a 0,03	-0,56 a -0,28	-0,06 a 0,05

^aEstimativas *a posteriori* da média ± erro-padrão; ^bEstimativas *a posteriori* da mediana e o erro de monte carlo; ^cEstimativas *a posteriori* da moda e tamanho efetivo da amostra; ^dEstimativas do intervalo de 95% de maior densidade *a posteriori*.

Na Figura 2, pode-se observar que a maioria das densidades das correlações genéticas entre IPP e as características ALT, PS_A, PS_S e AOL_A estão abaixo do zero, indicando que essas correlações são realmente negativas, embora algumas (IPP × PS_A e IPP × AOL_A) de baixa magnitude.

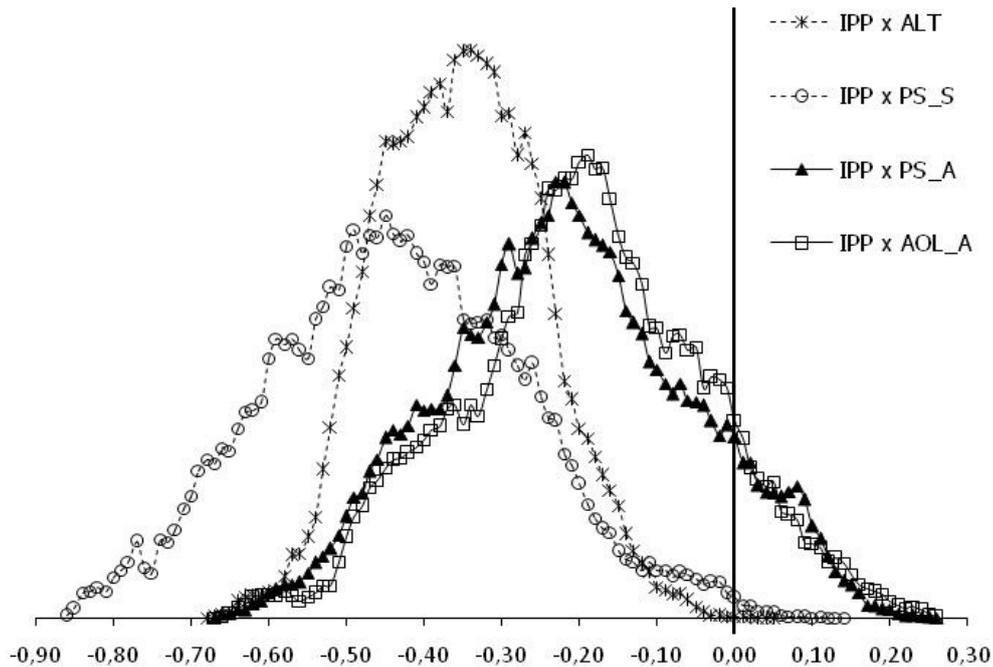


Figura 2: Densidade marginal *a posteriori* das correlações genéticas entre idade ao primeiro parto (IPP) e altura do posterior (ALT), peso ao ano e sobreano (PS_A e PS_S) e área de olho de lombo (AOL_A).

As médias *a posteriori* das correlações genéticas entre os pesos (PS_A e PS_S) e a IPP foram negativas e de magnitudes moderadas a baixas, sendo -0,22 e -0,44, respectivamente. Essas estimativas indicam que, a seleção para o aumento do peso, em longo prazo, deve levar a uma diminuição da IPP, por resposta correlacionada, sendo que essa resposta deverá ser mais efetiva, quando a seleção for para o PS_S. Em animais da raça Nelore, MERCADANTE et al. (2000) e SHIOTSUKI et al. (2009) também relataram correlações genéticas favoráveis, embora de baixas magnitudes, entre

características de precocidade sexual (IPP e probabilidade de prenhez precoce, nessa ordem) e PS_A, -0,23 e 0,08, respectivamente.

A estimativa da média *a posteriori* da correlação genética entre ALT e IPP foi negativa e de magnitude baixa (-0,35). Esse resultado sugere que, a seleção para a diminuição da IPP, em longo prazo, poderia aumentar a estatura dos animais, por resposta correlacionada. Resultados semelhantes, embora de menor magnitude, foram estimados por SILVA et al. (2003), também em animais Nelore criados em áreas tropicais, para a correlação genética entre ALT e probabilidade de prenhez de novilhas aos 14 meses de idade (0,10). Por outro lado, VARGAS et al. (1998) analisando a relação entre a ALT e idade à puberdade em fêmeas Brahman, estimaram correlação baixa e positiva (0,25) ao contrário do presente estudo, concluindo que, um aumento do tamanho dos animais poderá levar atraso do início da vida reprodutiva das fêmeas, no sistema de produção em áreas temperadas. A correlação genética negativa entre IPP e ALT no presente trabalho (Figura 2 e Tabela 2), provavelmente se deve à associação genética entre ALT e PS_S, que é positiva e de magnitude moderada (0,59). Assim, a seleção para aumento do PS_S e a diminuição da IPP, deverá, por resposta correlacionada, levar a um aumento da estatura do animais em sistemas tropicais.

Atualmente, o perímetro escrotal (PE) é considerado como uma característica indicadora de precocidade sexual em programas de melhoramento genético, sendo ainda relacionada de forma desejável com diversas características de machos e fêmeas (LATIMER et al., 1982; BRINKS et al., 1978; SILVA et al., 2000; PEREIRA et al., 2000 & 2002) e, dessa forma, vem sendo bastante utilizada como critério de seleção. Poder-se-ia esperar que animais com melhores valores genéticos para PE450 também o fossem para IPP e PIEP, pois, o PE possui correlações genéticas favoráveis com idade à puberdade em machos e fêmeas (BOURDON & BRINKS, 1986; MARTIN et al., 1992; MOSER et al., 1996). No entanto, no presente estudo, as estimativas de correlações genética entre o PE450 e as duas características reprodutivas mensuradas em fêmeas, IPP e PIEP, foram baixas e positivas (Tabela 3), mas não diferente de zero ($0,04 \pm 0,08$

e $-0,02 \pm 0,13$, respectivamente). Este achado discorda de vários resultados descritos na literatura, como os de MARTINS FILHO & LÔBO (1991), GRESSLER et al. (2000) e PEREIRA et al. (2000 & 2001), que estimaram valores negativos para essas correlações genéticas, variando de $-1,00$ a $-0,22$, em bovinos Nelore. Contudo, GRESSLER et al. (2000) e PEREIRA et al. (2000 & 2001) reportaram herdabilidades próximas de zero para IPP e PIEP, variando de $0,01$ a $0,12$, além disso, MARTINS FILHO & LÔBO (1991) utilizaram o modelo touro e o método dos quadrados mínimos para estimação dos componentes de (co)variância, diferente do presente trabalho. Estudando a correlação genética entre probabilidade de prenhez de novilhas e perímetro escrotal em animais Nelore criados em regiões tropicais, ELER et al. (2004) descreveram uma associação favorável entre elas, embora de baixa magnitude, $0,20$. TOELLE & ROBINSON (1985) relataram correlações genéticas entre PE e IPP variando de $-0,14$ a $-0,38$ para animais Hereford, sendo que essa correlação variou conforme foi definido a característica IPP, pois quando os autores consideravam somente as novilhas que pariram em torno dos dois anos, essa correlação era baixa ($-0,14$) e quando consideravam todas as novilhas que pariram em torno de dois e três anos, esse parâmetro era de uma maior magnitude ($-0,38$).

Com excessão da estimativa *a posteriori* das correlações fenotípicas entre IPP e PS (A e S), todas as outras estimativas de correlações fenotípicas apresentaram o mesmo comportamento que as correlações genéticas. As correlações fenotípicas entre IPP e PS (A e S) foram positivas, porém muito próximas de zero ($0,09$ e $0,02$, respectivamente). Essa inversão de direção das correlações genéticas, com as fenotípicas, entre IPP e PS (A e S), podem ser explicadas pela negativa e moderada correlação residual entre essas características (em torno de $-0,40$).

As estimativas de correlações fenotípicas entre PIEP e as características de crescimento e de carcaça não foram diferentes de zero, com exceção da correlação entre PIEP e AOL_S, PS (A e S) e EG_A. Sugerindo que, animais mais pesados e com maior EG_A terão um menor PIEP e animais com maior AOL_S, um maior PIEP.

CONCLUSÃO

A seleção para a diminuição da idade ao primeiro parto de fêmeas Nelore não afetará a deposição de gordura subcutânea na carcaça, nem a musculosidade ao sobreano dos animais e vice-versa. Contudo, a seleção para o aumento do peso corporal, diminuirá a idade ao primeiro parto de fêmeas.

A seleção para o aumento do perímetro escrotal não diminuirá a idade ao primeiro parto e nem o primeiro intervalo entre partos de fêmeas Nelore.

A seleção praticada para as características de crescimento e carcaça obtidas por ultrassom, com exceção da espessura de gordura subcutânea na costela obtida ao sobreano, em longo prazo, não deverá afetar o primeiro intervalo entre partos, por resposta correlacionada.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AZEVEDO, D.M.M.R.; MARTINS FILHO, R.; LOBO R.N.B; MALHADO, C.H.M.; LÔBO, R.B.; MOURA, A.A.A.; PIMENTA FILHO, E.C. Desempenho reprodutivo de vacas Nelore no Norte e Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.35, n.3, p. 988-996, 2006 (supl.).

AZZAM, S.M.; PENNEL, P.L.; KINDER, J.E.; ZIMMERMAN, D.R.; NIELSEN, M.K. Estimation of expected time to puberty in terminated experiments using survival analysis. **Journal of Animal Science**, v.63, p. 129. 1986. (Supl. 1).

BERTAZZO, R.P.; FREITAS, R.T.F.; GONÇALVES, T.M.; PEREIRA, I.G.; ELLER, J.P.; FERRAZ, J.B.S.; OLIVEIRA, A.I.G.; ANDRADE, I.F. Parâmetros genéticos de longevidade e produtividade de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 5, p. 1118-1127, 2004.

BOLIGON, A.A.; ALBUQUERQUE, L.G.; RORATO, P.R.N. Associações genéticas entre pesos e características reprodutivas em rebanhos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.37, n.4, p.596-601, 2008.

BOLIGON, A.A.; RORATO, P.R.N.; ALBUQUERQUE, L.G. Correlações genéticas entre medidas de perímetro escrotal e características produtivas e reprodutivas de fêmeas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.36, n.3, p. 565-571, 2007.

BOURDON, R.M. **Understanding animal breeding**. New Jersey: Colorado State University, 523p., 1997.

BOURDON, R.M.; BRINKS, J.S. Calving date versus calving interval as a reproductive measure in beef cattle. **Journal of Animal Science**, v.57, p.1412-1417,1983.

BOURDON, R.M.; BRINKS, J.S. Scrotal circumference in yearling Hereford bulls: Adjustment factors, heritabilities and genetic, environmental and phenotypic relationships with growth traits. **Journal of Animal Science**, v. 62, p.958-967, 1986.

BRINKS, J.S; McINERNEY, J.M.; CHENOWETH, P.J. Relationships of age at puberty in heifers to reproductive traits in young bulls. **Proc. West. Sec. Amerc. Soc. Anim. Sci.**, v.29, p.28-30, 1978.

BRONSON, F.H.; MANNING J.M. The Energetic Regulation of Ovulation: A Realistic Role for Body Fat. **Biology of Reproduction**, v. 44, p. 945-950, 1991.

CAMPELLO, C.C.; MARTINS FILHO, R.; LOBO, R.N.B. Intervalos de parto e fertilidade real em vacas Nelore no estado do Maranhão. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.28, n.3, p.474-479, 1999.

DeLORENZO, M.A.; EVERETT, R.W. Prediction of sire effects for probability of survival to fixed ages with a logistic linear model. **Journal of Dairy Science**, v.69, p.501-509, 1986.

DIAS, L.T.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Efeito da idade de exposição de novilhas à reprodução sobre estimativas de herdabilidade da idade ao primeiro parto em bovinos Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.56, n.3, p.370-373, 2004a.

DIAS, L.T.; EL FARO, L.; ALBUQUERQUE, L.G. Estimativas de herdabilidade para idade ao primeiro parto de novilhas da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.33, n.1, p.97-102, 2004b.

DUCROCQ, V.; SOLKNER, J. The survival kit (v. 2.0): a Fortran package for the analysis of survival data. In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 5., Guelph, Canada, 1994. **Proceedings ...** Guelph, 1994.

DUCROCQ, V.; SOLKNER, J. The survival kit (v. 3.0): a Fortran package for the analysis of survival data. In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 6., Armidale, Austrália, 1998. **Proceedings ...** Armidale, 1998.

ELER J.P.; SILVA J.A.IV.; EVANS J.L.; FERRAZ J.B.S.; DIAS F.; GOLDEN B.L. Additive genetic relationship between heifer pregnancy and scrotal circumference in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v.82, p.2519-2527, 2004.

FORNI, S.; ALBUQUERQUE, L.G. Estimates of genetic correlations between days to calving and reproductive and weight traits in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v. 83, p. 1511–1515, 2005.

GELMAN, A.; RUBIN, D.B. Inference from iterative simulation using multiple sequence. **Statistical Science**, v.7, n.4, p.457-511, 1992.

GIANOLA, D.; FERNANDO, R.L. Bayesian methods in animal breeding theory. **Journal of Animal Science**, v. 63, p. 217-244, 1986.

GIANOLA, D.; FOLLEY, J.L. Non linear prediction of latent genetic liability with binary expression: An empirical Bayes approach. In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 2., Madri, Espanha, 1982. **Proceedings...** Madri, v. 7, p. 293-303. 1982.

- GRESSLER, L.S.; BERGMANN, J.A.G.; PEREIRA, C.S. et al. Estudo das associações genéticas entre perímetro escrotal e características reprodutivas de fêmeas Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.2, p.427-437, 2000.
- KEALEY, C.G.; MACNEIL, M.D.; TESS, M.W.; GEARY, T.W.; BELLOWS, R.A. Genetic parameter estimates for scrotal circumference and semen characteristics of Line 1 Hereford bulls. **Journal of Animal Science**, v.84, p.283-290, 2006.
- KLUYTS, J.F.; NESER, F.W.C.; BRADFIELD, M.J. Derivation of economic values for the Simmentaler breed in South Africa. **South African Journal of Animal Science**, v. 37, n. 2, p. 107-121, 2007.
- LATIMER, F. L.; WILSON, L.L.; CAIN, M. L.; STRICKLIN, W. R. Scrotal measurements in beef bulls: heritability estimates, breed and test station effects. **Journal of Animal Science**, v. 54, p.473. 1982.
- MACNEIL, M.D.; NEWMAN, S.; ENNS, R.M.; STEWART-SMITH, J. Relative economic values for Canadian beef production using specialized sire and dam lines. **Canadian Journal of Animal Science**, v. 74, p. 411 - 417, 1994.
- MARSHALL, D.M.; MINQIANG, W.; FREKING, B.A. Relative calving date of first-calf heifers as related to production efficiency and subsequent reproductive performance. **Journal of Animal Science**, v.68, p. 1812-1817, 1990.
- MARTIN, L.C.; BRINKS, J.S.; BOURDON, R.M.; CUNDIFF, L.V. Genetic effects on beef heifer puberty and subsequent reproduction. **Journal of Animal Science**, v. 70, p. 4006-4017, 1992.
- MARTINS FILHO, R.; LÔBO, R.B. Estimates of genetic correlations between sire scrotal circumference and offspring age at first calving in Nelore cattle. **Revista Brasileira de Genética (Brazil J. Genetics)**, v. 14, n.1, p. 209-212, 1991.
- MEACHAM, N.S.; NOTTER, D.R. Heritability estimates for calving date in Simental cattle. **Journal of Animal Science**, v.64, p. 701-705, 1987.
- MERCADANTE, M.E.Z., LÔBO, R.B., OLIVEIRA, H.N. Estimação de (co) variâncias entre características de reprodução e de crescimento em fêmeas de um rebanho Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.4, p.997-1004, 2000.
- MEYER, K. & JOHNSTON, D.J. Estimates of genetic correlations between live ultrasound scan traits and days to calving in Hereford cattle. In: PROCEEDINGS OF THE ASSOCIATION FOR THE ADVANCEMENT OF ANIMAL BREEDING AND GENETICS, 15., 2003. Melbourne, Australia. **Proceeding ...** Melbourne, Australia: CABI, 2003. p. 387-390.

- MEYER, K.; JOHNSTON, D.J.; GRASER, H.U. Estimates of the complete genetic covariance matrix for traits in multi-trait genetic evaluation of Australian Hereford cattle. **Australian Journal of Agricultural Research**, v. 55, p. 195-210, 2004.
- MISZTAL, I.; TSURUTA, S.; STRABEL, T.; AUVRAY, B.; DRUET, T.; LEE, D.H. BLUPF90 and related programs (BGF90). In: WORLD CONGRESS OF GENETIC APPLIED TO LIVESTOCK PRODUCTION, 7., Montpellier, France, 2002. **Proceedings...** Montpellier, v. 28, p. 07. 2002.
- MOSER, D.W.; BERTRAND, J.K.; BENYSHEK, L.L.; McCANN, M.A; KISER, T.E. Effects of selection for scrotal circumference in Limousin bulls on reproductive and growth traits of progeny. **Journal of Animal Science**, v. 74, p. 2052-2057, 1996.
- NEWMAN, S.; MORRIS, C.A.; BAKER, R.L.; NICOLL, G.B. Genetic improvement of beef cattle in New Zealand – breeding objectives. **Livestock Production Science**, v. 32, n. 2, p. 111-130, 1992.
- PEREIRA, E.; ELER, J.P.; COSTA, F.A.A.; FERRAZ, J.B.S. Análise genética da idade ao primeiro parto e do perímetro escrotal em bovinos da raça Nelore. **Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia**, v.53, n.1, p.116-121, 2001.
- PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Análise genética de características reprodutivas na raça Nelore. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.5, p.703-708, 2002.
- PEREIRA, E.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Correlação genética entre perímetro escrotal e algumas características reprodutivas na raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.6, p.1676-1683, 2000.
- PHOCAS, F.; BLOCH, C.; CHAPELLE, P.; BÉCHEREL, F.; RENAND, G.; MENISSIER, F. Developing a breeding objective for a French purebred beef cattle selection programme. **Livestock Production Science**, v. 57, p. 49-65, 1998.
- PLUMMER, M.; BEST, N.; COWLES, K.; VINES, K. 2006. **Coda: output analysis and diagnostics for MCMC. R-project (2006)**. Disponível em: <<http://r-mirror.linux.iastate.edu/CRAN/>> Acesso: 30 out. 2006.
- RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. Comment: One long run with diagnostics: Implementation strategies for Markov Chain Monte Carlo. **Stat. Sci.**, v. 7, p. 493 - 497, 1992a.
- RAFTERY, A.E.; LEWIS, S.M. **How many iterations in the Gibbs sampler?** In: Bayesian Statistics 4, J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds.), p. 763–773. Oxford University Press. 1992b.

SHIOTSUKI, L.; SILVA, J.A.IV.; TONHATI, H.; ALBUQUERQUE, L.G. Genetic associations of sexual precocity with growth traits and visual scores of conformation, finishing, and muscling in Nelore cattle. **Journal of Animal Science**, v. 87, p. 1591-1597, 2009.

SILVA, A.E.; DODE, M.A.; UNANIAN, M.M. **Avaliação da capacidade reprodutiva do touro**. In: Capacidade reprodutiva do touro de corte: funções, anormalidades e fatores que a influenciam. Campo Grande-MS: EMBRAPA-CNPGC, 1993. p.128.

SILVA, A.M.; ALENCAR, M.M.; FREITAS, A.R.; BARBOSA, R.T.; BARBOSA, P.F.; OLIVEIRA, M.C.S.; CORRÊA, L.A.; NOVAES, A.P.; TULLIO, R.R. Herdabilidades e correlações genéticas para peso e perímetro escrotal de machos e características reprodutivas e de crescimento de fêmeas, na raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.29, n.6, p.2223-2230, 2000. (supl. 2).

SILVA, J.A.IV.; ALBUQUERQUE, L.G. Estudo genético da precocidade sexual de novilhas em um rebanho Nelore. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 41., 2004, Campo Grande, MS. **Anais ...** Campo Grande, MS: SBZ, 2004. 1CD-ROM.

SILVA, J.A.IV.; VAN MELIS, M.H.; ELER, J.P.; FERRAZ, J.B.S. Estimação de parâmetros genéticos para probabilidade de prenhez aos 14 meses e altura na garupa em bovinos da raça Nelore. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.5, p.1141-1146, 2003.

SILVEIRA, L.C.; McMANUS, C.; MASCIOLI, A.S.; SILVA, L.O.C.; SILVEIRA, A.C.; GARCIA, J.A.S.; LOUVANDINI, H. Fatores ambientais e parâmetros genéticos para características produtivas e reprodutivas em um rebanho Nelore no estado do Mato Grosso do Sul. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 33, n. 6, p. 1432-1444, 2004.

SORENSEN, D.A.; GIANOLA, D.; KORSGAARD, L.R. Bayesian mixed-effects model analysis of a censored normal distribution with animal breeding applications. **Acta Agric. Scand., Sect. A, Animal Sci.**, v. 48, p. 222-229, 1998.

TALHARI, F.M.; ALENCAR, M.M.; MASCIOLI, A.S.; SILVA, A.M.; BARBOSA, P.F. Correlações genéticas entre características produtivas de fêmeas em um rebanho da raça Canchim. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.4, p.880-886, 2003.

TANNER, M.A. **Tools for statistical inference**. 3ed. Springer-Verlag, New York. 1996.

TEMPELMAN, R. J. Generalized Linear Mixed Models in Dairy Cattle Breeding. **Journal of Dairy Science**, v. 81, p. 1428-1444, 1998.

TEMPELMAN, R. J. Generalized Linear Mixed Models in Dairy Cattle Breeding. **Journal of Dairy Science**, v. 81, p. 1428-1444, 1998.

TEMPLE, R.S.; STONAKER H.H.; HOWRY D.; POSANKONY G.; HAZELEUS M.H. Ultrasonic and conductivity methods for estimating fat thickness in live cattle. **Proc. West. Am. Soc. An. Prod.**, v.7, p.477, 1956.

TIERNEY, L. Markov chains for exploring posterior distributions (with discussion). **Ann. Statist.**, v. 22, p. 1701–1762, 1994.

TOELLE, V.D.; ROBISON, O.W. Estimates of genetic correlations between testicular measurements and female reproductive traits in cattle. **Journal of Animal Science**, v. 60, n. 1, p. 89-100, 1985.

TRENKLE, A.; WILHAM, R.L. Beef production efficiency. **Science** , v.198, p. 1009, 1977.

VAN TASSELL, C.P.; VAN VLECK, L.D. Multiple-trait Gibbs sampler for animal models: flexible programs for Bayesian and likelihood-based (co)variance components inference. **Journal of Animal Science**, v. 74, n. 11, p. 2586-2597, 1996.

VARGAS, C.A.; ELZO, M.A.; CHASE JR., C.C.; CHENOWETH, P.J.; OLSON, T.A. Estimation of parameters for scrotal circumference, age at puberty in heifers, and hip height in Brahman cattle. **Journal of Animal Science**, v.76, p. 2536-2541, 1998.

CAPÍTULO 4 - IMPLICAÇÕES

A otimização da eficiência produtiva do rebanho é de fundamental importância na pecuária de corte nacional, a qual vem buscando animais que desenvolvam rapidamente, atingindo a maturidade sexual em idades mais jovens e com uma carcaça de qualidade. O mercado da carne, tanto o interno, quanto o externo, vem exigindo cada vez mais qualidade, a qual inicia-se com a genética do rebanho. A coleta de dados das características de carcaça por meio da técnica do ultrassom, juntamente com a avaliação genética são tecnologias eficazes na identificação de animais superiores que transmitem melhor qualidade de carcaça para a próxima geração. Essas tecnologias permitem produzir diferentes tipos de carcaças, por meio do acasalamento dos melhores genótipos, os quais são específicos para cada mercado consumidor.

No presente estudo, todas as características de carcaça quantificadas por meio do ultrassom indicaram a existência de variabilidade genética considerável, tanto ao ano, como ao sobreano, sendo que, se essas características fossem utilizadas como critério de seleção, as mesmas devem responder rapidamente à seleção individual, sem causar prejuízos nos valores genéticos dos animais para as características peso, perímetro escrotal, idade ao primeiro parto e primeiro intervalo entre partos.

Esses parâmetros genéticos estimados no presente trabalho, ainda nos permite sugerir que, não se faz necessário utilizar as duas medidas de espessura de gordura subcutânea mensurada na costela e na garupa nos índices de seleção. Sendo possível selecionar animais com um melhor acabamento de carcaça, utilizando-se apenas a medida de espessura de gordura subcutânea obtida na costela ao sobreano como critério de seleção. Outro resultado interessante é que, a seleção para o aumento do perímetro escrotal mensurado próximo aos 450 dias de idade, necessariamente não diminuirá a idade ao primeiro parto e nem o primeiro intervalo entre partos das fêmeas Nelore e vice-versa.