

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA -
AMAZÔNIA ORIENTAL
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
CURSO DE MESTRADO EM CIÊNCIA ANIMAL**

DANIELA CRISTINA PORTAL PEREIRA

**USO DE MODELO DE REGRESSÃO ALEATÓRIA NA ANÁLISE
DE PRODUÇÃO DE LEITE EM BUBALINOS**

**BELÉM
2006**

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA –
AMAZÔNIA ORIENTAL
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
CURSO DE MESTRADO EM CIÊNCIA ANIMAL**

DANIELA CRISTINA PORTAL PEREIRA

**USO DO MODELO DE REGRESSÃO ALEATÓRIA NA ANÁLISE
DE PRODUÇÃO DE LEITE EM BUBALINOS.**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Ciência Animal da Universidade Federal do Pará, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Amazônia Oriental e da Universidade Federal Rural da Amazônia, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciência Animal. Área de concentração: Produção Animal.

Orientador(a): Prof. Dr. Cláudio Vieira de Araújo

**BELÉM
2006**

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
Biblioteca Central da UFPA- Belém- PA

Pereira, Daniela Cristina Portal

Uso do modelo de regressão aleatória na análise de produção de leite em Bubalinos/ Daniela Cristina Portal Pereira; orientador, Cláudio Vieira de Araújo – 2012.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Pará, Programa de Pós-Graduação em Ciência Animal, Belém, 2012.

1. Bovino de leite. 2. Leite- Produção. 3. Produção animal. I. Araújo, Cláudio Vieira de , orient. II. Título.

CDD 22.ed. 636.2142

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA –
AMAZÔNIA ORIENTAL
UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DA AMAZÔNIA
CURSO DE MESTRADO EM CIÊNCIA ANIMAL

DANIELA CRISTINA PORTAL PEREIRA.

USO DE MODELO DE REGRESSÃO ALEATÓRIA NA ANÁLISE DE PRODUÇÃO DE LEITE EM BUBALINOS

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Ciência Animal da Universidade Federal do Pará, da Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Amazônia Oriental e da Universidade Federal Rural da Amazônia, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciência Animal. Área de concentração: Produção Animal.

Data : ____/____/____

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Alcides Amorim Ramos.

Prof^a Dr^a Simone Ione Araújo.

Pro. Dr. Cristian Faturi.

Dedico

A meus pais Célio Augusto Sena Pereira (*in memoriam*) Graciete da Conceição Portal Pereira, por terem me apoiado e encaminhado na busca do conhecimento.

A meu filho Gabriel Victor pela distância, causada pela busca de crescimento, e a alegria por me fazer sentir o valor de qualquer sacrifício.

As minhas irmãs, Kátia e Claudia.

Aos meus sobrinhos pela gratidão e afeto.

À minha amiga – irmã Virginia Claudia pelo constante incentivo, carinho, paciência e compreensão.

AGRADECIMENTOS

À Deus que me concedeu a vida e a oportunidade para realização grande sonho.

Ao meu orientador, Dr Cláudio Vieira de Araújo, pelos ensinamentos, orientação, paciência e amizade durante estes anos de estudos.

À Universidade Federal do Pará, Centro Agropecuário,(NECAN), EMBRAPA Amazônia Oriental –EAO, Universidade Federal Rural da Amazônia pela oportunidade de realização do curso de pós- graduação .

Ao Programa de Melhoramento Genético dos Bubalinos (PROMEBUL), e especialmente ao Dr.Alcides Amorim Ramos, pela concessão dos dados para análise.

Aos professores do curso de pós-graduação Ciência Animal pela amizade e conhecimentos adquiridos.

Aos funcionários do curso de pós-graduação pela atenção dispensada em especial a Vera Fadul.

Aos meus colegas de curso pós-graduação, pelo convívio e pelos momentos difíceis que passamos juntos.

Aos amigos incansáveis Carla Aguillar, Glauber Palheta, Márcia Nylander, Rodrigo Teixeira, Darlan Feitosa, Lidiane Pereira e Karine Carvalho.

A amiga Luciara Chaves por sua horas de dedicação, ajuda e incentivo, durante a graduação, minha vida profissional e sugestões valiosas na pós graduação.

Aos alunos da ETPT /Pa , João e Dayane.

E todos aqueles que em algum momento direta ou indiretamente me ajudaram a seguir em frente

RESUMO

Dados referentes a 1.719 controles de produção de leite de 357 fêmeas predominantemente da raça Murrah, filhas de 110 reprodutores, com partos distribuídos entre os anos de 1974 e 2004, obtidos do Programa de Melhoramento Genético de Bubalinos (PROMEBUL) com adição de registros do rebanho pertencente à EMBRAPA Amazônia Oriental - EAO, localizada em Belém, Pará. Os registros foram usados para comparar modelos de regressão aleatória na estimação de componentes de variância e predição de valores genéticos dos reprodutores utilizando a função polinomial de Legendre, variando de segunda à quarta ordem. O modelo de regressão aleatória incluiu os efeitos de rebanho-ano, mês de parto, coeficientes de regressão para idade da fêmea (para descrever a parte fixa da curva de lactação) e coeficientes de regressão relacionados ao efeito genético direto e de ambiente permanente. A comparação entre modelos foram realizadas por meio do Critério de Informação de Akaike. O modelo de regressão aleatória que utilizou a terceira ordem de polinômio de Legendre, com quatro classes de resíduo para o ambiente temporário, foi o que melhor descreveu a variação genética aditiva da produção de leite. A herdabilidade estimada variou entre 0,08 a 0,40. A correlação genética entre produções mais próximas foram próximas da unidade, mas em idades mais distantes a correlação foi baixa. A correlação de Spearman e de Pearson entre os valores genéticos preditos em todas as situação foram próximas da unidade.

Palavras-chave: Produção de leite. Murrah. Regressão aleatória.

ABSTRACT

Data comprising 1,719 milk yield controls of 357 females predominantly Murrah breed, daughters of 110 sires, whose birth had occurred between the years of 1974 and 2004, obtained from the Programa de Melhoramento Genético de Bubalinos (PROMEBUL) with the addition of records proceeding from the herd of the EMBRAPA Amazônia Oriental - EAO, located in Belém, Pará, State, were used to compare random regression models, for estimating variance components and predicting breeding values of the sires... The data of milk yield were analyzed by different random regression models using the Legendre's orthogonal polynomials functions of second, third and fourth order. The random regression models included the effects herd-year, month of parity date of the control, regression coefficients for age of females (in order to describe the fixed part of the lactation curve) and random regression coefficients related to the direct genetic effects and the permanent environment. The comparisons among the models were based in the Akaike Criteria Information. The random regression model which used the third order Legendre's polynomials and four class of the environmental effect was the model which better described the additive genetic variation of the milk yield. The heritability estimates obtained varied from 0.08 to 0.40.. The genetic correlations between milk yield in ages more near, were close to unit, but in ages less close, the correlations were low. The Pearson and Spearman's correlations between the predicted breeding values of sires in all situations were close to the unit.

Keywords: Genetic Evaluation, Murrah Breed, Milk Yield

SUMÁRIO.

	Página
1. NTRODUÇÃO.....	10
2. REVISÃO DE LITERATURA	12
2.1. BUBALINOS	12
2.2.MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA	17
3. MATERIAL E MÉTODOS	26
3.1. MATERIAL.....	26
3.2. MÉTODOS.....	29
3.2.1.Modelos de análises.....	29
3.3. CLASSES RESIDUAIS PARA O EFEITO DE AMBIENTE TEMPORÁRIO	32
3.3.1.Comparação entre os modelos.....	33
3.3.3 Valores genéticos.....	33
4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO	36
5.CONCLUSÕES.....	49
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	50

1 INTRODUÇÃO

A pecuária leiteira passa atualmente por uma reestruturação onde o sistema de produção tem como meta a eficiência e a competitividade. Segundo Vaz et al. (2003), a bubalinocultura deve ser fomentada, pois já conquistou espaço na pecuária, principalmente em razão da rusticidade dos animais, bastante adaptados a solos de baixa fertilidade e a terrenos alagadiços, onde algumas raças bovinas não apresentam a mesma produtividade. Outra vantagem é que o leite apresenta alto rendimento na produção de derivados, em função dos altos teores de proteínas, gordura e sólidos totais. A população mundial de búfalos (*Bubalus bubalis*) estimados em 164 milhões de cabeças apresenta uma taxa de crescimento anual em torno de 5,4%. No Brasil, Segundo Food And Agriculture Organization (FAO, 1999), este número alcança aproximadamente 2,5 milhões de cabeças.

Em todas as regiões os búfalos têm-se tornado uma boa opção econômica, principalmente, pela exploração leiteira, com o crescimento deste setor. Há necessidade de estudos de novas alternativas para aumentar a produção leiteira onde o investimento em genética é uma alternativa para se obter proveito desta atividade, gerando animais mais adaptados ao meio, com maior capacidade para produção.

Um investimento seguro em genética se faz pelo uso de reprodutores geneticamente provados. Neste caso, a avaliação genética dos mesmos é um processo mais seguro. As avaliações genéticas tem utilizado modelos que contendo informação do dia de controle e a metodologia mais recente utilizada é o modelo de regressão aleatória (MRA). Os MRA podem ser chamados também de modelos de dimensão infinita, uma vez que existem medidas infinitas por indivíduo e tais medidas são mais

correlacionadas, quanto mais próximas entre si. Tais modelos permitem a predição de valores genéticos para curva de lactação para qualquer ponto desejado na escala de tempo utilizada, não havendo necessidade de se criar classes de desempenho arbitrárias ou de utilizar fatores de ajuste para determinada idade (ALBUQUERQUE, 2003) e, permitindo estimar (predizer) o valor das características em questão em qualquer ponto desse intervalo (vantagem comum aos modelos de regressão tradicionais) e; permitem obter estimativas de (co)variâncias para as características (idades) na qual não há observações por meio de interpolação) (KIRKPATRICK; HECKMAN, 1989). Além disso, têm-se uma melhor utilização dos dados, posto que todas as medidas do animal e de seus parentes são utilizadas na avaliação do mesmo, promovendo, assim, um potencial aumento da acurácia de seleção.

Objetivou-se neste trabalho identificar o melhor modelo de regressão aleatória com relação a número de parâmetros e classes residuais para descrever a variabilidade genética da produção de leite dos animais e predizer os valores genéticos dos reprodutores.

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. BUBALINOS

O búfalo é originário dos continentes Asiático e Africano, e difundiu-se praticamente em todos os continentes. Segundo a FAO (1999), um contingente representava cerca de 164,3 milhões de animais em 1998, sendo que 97% na Ásia, particularmente na Índia, China e Paquistão. Na Europa, os principais rebanhos são encontrados na Itália, Romênia e Bulgária, e nas Américas, o principal rebanho encontra-se no Brasil, com uma população de mais de 2,5 milhões de animais.

Mattos (1992) cita uma estimativa de taxa anual de crescimento de 5,4%. O principal produto do búfalo é o leite, que, em 1998, representava cerca de 10,5% de todos os tipos de leite explorados no mundo, sendo que na Índia, representa mais de 51% do leite produzido naquele país. O búfalo ainda é explorado para a produção de carne (principal produto no Brasil), de couro, bem como para o trabalho (principalmente na Ásia).

O rebanho bubalino mundial apresentou crescimento numérico de 50% nos últimos 28 anos. No Brasil, a população bubalina, de aproximadamente 2,5 milhões de animais apresentou, nos últimos 10 anos, crescimento anual de 12% (MATTOS, 1992). Levantamentos realizados recentemente pela FAO (1999) confirmam o crescimento do rebanho bubalino brasileiro, o que confirma a bubalinocultura como atividade em ascensão no Brasil e no mundo. Desta forma, o búfalo poderá produzir, cada vez mais, carne para suprir o mercado nacional e internacional, proporcionando grande contribuição para o atendimento da demanda alimentar).

Os búfalos encontram na Amazônia o seu habitat ideal, sendo excelentes produtores de carne, leite e trabalho, onde é considerado como animal ecológico, produzindo e reproduzindo-se nas áreas adversas e ociosas de pastagens nativas e terra inundável, onde os bovinos mal conseguem sobreviver (MARQUES, 1998).

De um modo geral, o manejo dos búfalos leiteiros é semelhante ao dos bovinos. Seu consumo de matéria seca em função do peso corporal é ligeiramente superior ao dos bovinos sendo, porém, reconhecidamente melhor conversor de alimentos mais pobres, em carne e leite que os bovinos, apresentando excelente resposta na produção leiteira quando adequadamente alimentados. Dada às características de sua pele, mais grossa, de pelagem negra e com menor quantidade de glândulas sudoríparas, deve-se evitar a ocorrência de "stress térmico", principalmente em climas mais quentes, fornecendo aos animais sombreamento e/ou água para banho, a fim de evitar comprometimento na produção, no desenvolvimento e na fertilidade do rebanho.

Devido à adaptação destes animais ao ambiente tropical, o rebanho de búfalos no Brasil vem aumentando em números. O programa de melhoramento em búfalo são mais recentes e específicos em determinadas regiões e conseqüentemente há menor número de pesquisas em melhoramento genético quando comparado aos bovinos leiteiros.

No Brasil, a demanda e a exigência crescentes têm forçado produtores e pesquisadores a buscarem eficiência na produção de leite, utilizando melhor os recursos de produção. As pesquisas com búfalas, como produtores de leite, vêm ganhando força, porém, muitos estudos ainda necessitam ser realizados. Por razões relacionadas à grande demanda de subprodutos obtidos com o leite de búfalas, é crescente o interesse por informações técnico-científicas sobre a espécie.

No Brasil esta população alcança aproximadamente 2,5 milhões, sendo o rebanho nacional composto das raças Carabao, Jafarabadi, Mediterrâneo, Murrah e de seus cruzamentos, Durante as últimas décadas o rebanho nacional contou com um crescimento anual de 12% durante as últimas décadas. O interesse na exploração nacional do potencial leiteiro destes animais vem rapidamente se difundindo em diversas regiões do país, particularmente nas regiões Norte, Sul, Sudeste, e mais recentemente no Nordeste, onde já se observam inúmeros rebanhos sob exploração leiteira, confirmando a tendência atual de considerá-lo uma espécie de dupla aptidão.

Como consequência deste fato o rebanho bubalino, particularmente no estado de São Paulo, tem mostrado um aumento em números onde práticas de manejo nutricionais, reprodutivos e sanitárias mais adequadas vêm sendo empregadas. Em revisão de literatura (TONHATI; CERON-MUNOZ, 2002) verificaram em búfalos da raça Murrah puros e cruzados média de 725,49±228.91 Kg de lactação. Na raça Jafarrabadi, Mediterrâneo, Murrah e seus cruzamentos, em varias regiões do Brasil, verificou-se media de 1517,16±407,62 Kg de leite com período médio de lactação de 248,81±3,86 dias.

O búfalo leiteiro apresenta uma produção de leite por lactação que pode variar de 500 até 4.000 kg e a duração da lactação pode variar de 260 até 327 dias, sendo bastante influenciada pelo manejo adotado. No Brasil, Tonhati et al. (2000) encontrou para esta característica uma média de 1.259,47 ± 523,09 kg em rebanhos explorados no estado de São Paulo.

A variação na produção de leite entre e dentro de raças, indica que esta característica depende da expressão de um conjunto de genes e de suas interações

com o meio ambiente. Para a produção de leite as estimativas de herdabilidade variam de 0,23 a 0,36 indicando que a seleção pode ser um método eficiente para promover o melhoramento nos rebanhos, segundo (COSTA et al. 2002)

Os critérios de seleção para a produção de leite em bubalinos foi proposto por Tonhati et al. (2003) para tanto, foram analisadas as produções totais (PT), acumuladas até 305 dias (P305) e as produções no dia do controle (PDC). As herdabilidades estimadas para PT e P305 foram iguais a 0,22 e 0,19, respectivamente, e para as PDC variaram de 0,15 a 0,30. As PDC, principalmente, nos primeiros quatro meses da lactação, podem ser adotadas como critério de seleção para aumentar a quantidade total de leite produzido.

Como forma de melhorar o potencial produtivo dos bubalinos, o melhoramento genético é ferramenta fundamental, por meio da identificação de indivíduos com genótipos superiores, que sob uso reprodutivo mais intenso, deixam um maior número de proles, que promovem o melhoramento da espécie. A identificação dos indivíduos superiores não é tarefa simples, pois o fenótipo de um animal é sempre mascarado por fatores ambientais, uma das formas de tal identificação é a avaliação genética dos animais.

A produção de leite de búfalos é uma atividade que tem apresentado bons resultados, sendo considerada uma alternativa para a melhoria socioeconômica do setor agrícola através da transformação e comercialização dos seus derivados. O estado do Pará é um dos maiores importadores de leite em pó do Brasil. O consumo de leite “per capita” é de apenas 60 g/dia, quando a Organização Mundial da Saúde recomenda 400g/dia (MOURA; LOURENÇO JÚNIOR, 2001). Esta situação reflete a necessidade de alternativas para exploração da pecuária leiteira no Norte do Brasil.

Para o conseqüente desenvolvimento global de bubalinos, faz-se necessária à união de esforços visando o aperfeiçoamento genético por meio de intercambio de germoplasma entre países que promovem programas de melhoramento, incentivando os testes de progênie em touros, para tanto, e fundamental: intercambio de sêmen congelados provenientes de touros provados numa quantidade de 1.000 a 2.000 doses de cada um, inseminação de um número considerável de vacas bubalinas e realização de controle sobre as características de seleção, tanto produtivas quanto reprodutivas; unificação dos sumários informativos das características; estimação dos valores genéticos de touros por meio do BLUP, BLUP – Índice de seleção ou Modelo Animal, divulgação de artigos referentes aos resultados obtidos da iniciativa integrada (PEEVA, 2002).

2.2. MODELOS DE REGRESSÃO ALEATÓRIA

A avaliação genética de bubalinos no Brasil é uma prática ainda em desenvolvimento, pois são poucas as informações disponíveis em termos de desempenho e controle leiteiro nesta espécie. Daí a necessidade de utilizar metodologias de avaliação genética que permitam a análise dos genótipos com pouca disponibilidade de registros de informação. Dentre estas metodologias, a avaliação genética dos animais por meio de modelos que consideram a produção no dia de controle (modelos de test-day), vem sendo amplamente utilizada em países especializados na produção de leite. A produção no dia de controle é definida por Schaeffer e Jamrozik (1996) como o somatório dos registros de pesagens de leite de um animal, no espaço de 24 horas. Modelos de test-day são definidos como um

procedimento estatístico que considera todos os efeitos genéticos e ambientais relacionados com o dia de controle.

Um modelo que considera a produção no dia de controle para a avaliação genéticas dos animais pode quantificar fatores que são específicos para cada dia de controle, fatores estes que mudam de animal para animal e de um controle para o outro, o que dificulta o controle destes fatores em um modelo tradicional de produção aos 305 dias. Quando o efeito do dia de controle é incluído no modelo estatístico o efeito ambiental pode ser controlado com maior precisão (PTACK; SCHAEFFER,1993; SWALVE,1995). Nos últimos anos, o interesse pelos modelos de test-day vem aumentando por parte dos melhoristas. Uma razão para este interesse é a tendência dos maiores países produtores de leite em reduzir os custos com registros de controles leiteiros.

Os modelos de test-day podem prever a produção total mais acuradamente por considerar o efeito ambiental no dia do controle e, além disso, não há necessidade de estender a lactação, por meio de fatores de ajustamento, para animais com lactações parciais, conforme é realizado na tradicional análise da produção aos 305 dias. Outra razão para o uso da produção no dia de controle, refere-se a maior confiabilidade para as predições dos valores genéticos de touros e vacas, uma vez que há aumento no número de observações por animal. Por proporcionarem a seleção mais precoce dos animais, os modelos de tes-day podem diminuir o intervalo de gerações.

O estágio de lactação é o ponto chave de alguns modelos de test-day, pois é bem conhecido que o relacionamento entre estágio de lactação e produção é curvilíneo. Muitas das clássicas funções podem ser interpretadas por uma forma de regressão linear, assim, modelos de repetibilidade de test-day, freqüentemente usam estas

funções sob a forma de covariáveis para considerar a forma da curva de lactação, nestes modelos o estágio de lactação é considerado como o número de dias em produção (DIM).

Um outro método estatístico sob que utiliza a produção do leite no dia controle é o modelo de regressão aleatória. Neste caso, a produção de leite no dia de controle passa a ter um enfoque de medida longitudinal. Dados oriundos de sucessivas medições em um mesmo animal são definidos como sendo de natureza longitudinal e podem ser analisados, no melhoramento genético, por meio de modelos de regressão aleatória. Esta metodologia foi utilizada no contexto do melhoramento genético animal pela primeira vez por Schaeffer e Dekkers (1994), que propuseram a utilização dos coeficientes de regressão aleatória a dados de produção de leite no dia do controle. Isto permitiu que cada animal apresentasse uma curva de lactação individual, descrita por uma regressão fixa, comum a todos os animais, e regressões aleatórias para cada animal, descrevendo os desvios em relação à regressão fixa.

Neste procedimento, dois conjuntos de regressões das produções, no estágio de lactação, são obtidas. O primeiro conjunto se refere à parte de efeitos fixos da curva de lactação, para vacas pertencentes à mesma subclasse de efeitos fixos, sendo, portanto uma curva obtida por uma equação de regressão fixa. O outro conjunto de regressão é considerado aleatório, pois considera os desvios da curva de lactação do animal, em relação à curva de lactação fixa para a subclasse da qual pertence o animal.

Modelo de regressão aleatória foi inicialmente sugerido por Henderson Jr. (1982) para a avaliação genética da produção no dia de controle, por causa da habilidade deste em separar e em obter, separadamente, uma curva de lactação para cada animal.

Vários métodos estatísticos foram propostos para a análise da produção no dia de controle e, a maioria desses métodos, utiliza o formato do modelo de repetibilidade. Sob este modelo, amostras consecutivas de controles leiteiros dentro de uma mesma lactação são consideradas como observações repetíveis da mesma característica, no mesmo animal, em épocas distintas. Assim, o efeito permanente de ambiente gerado neste modelo, procura conter similaridades ambientais dentro de uma mesma lactação.

A maior diferença entre esses Modelos de Regressão Aleatória (MRA) e os modelos que consideram a produção no dia de controle (test day model) na forma de um modelo animal de repetibilidade, está na inclusão de colunas de covariáveis nas matrizes de delineamentos dos efeitos aleatórios, em substituição às colunas de zero e um. Assim, o sistema de equações se torna mais denso. Desta forma, os modelos de regressão aleatória consideram que as variâncias podem ser alteradas em decorrência do tempo, além de permitir a estimação de curvas de crescimento individuais que consideram o parentesco entre os animais.

Um modelo de test-day derivado de um modelo animal de repetibilidade, onde cada controle é considerado como uma medida repetida foi originalmente proposta por Ptack e Schaeffer (1993) e Schaeffer e Dekkers (1994) e Meyer et al (1997) que baseados em estudo de Henderson Junior (1982), apresentaram uma extensão do modelo de test-day baseado em modelo de regressão aleatória. Neste procedimento, a forma da curva padrão de lactação diferia individualmente para cada animal pela inclusão no modelo de análise de um coeficiente de regressão aleatória para cada animal. A curva de lactação para um determinado animal poderia ser descrita sobre dois conjuntos de variáveis regressoras sobre o número de dias em produção. Um conjunto de coeficientes de regressão fixa para todas as vacas pertencentes à mesma

subclasse de idade-estação de parto descrevendo a forma geral da curva para aquele animal e um conjunto de coeficientes de regressão aleatória para o animal individualmente, descrevendo os desvios em relação à curva descrita pela regressão fixa, permitindo este animal ter uma curva de lactação própria.

Uma função linear de cinco covariáveis foi utilizada no modelo de regressão proposto por Jamrozick e Schaeffer (1997), para descrever regressões fixas para vacas pertencentes à mesma subclasse de idade-estação-região de parto. As mesmas cinco covariáveis foram usadas no mesmo modelo, assumidas como aleatórias. Os valores genéticos são assumidos como desvios entre a regressão predita para cada animal em relação à regressão estimada para o grupo contemporâneo pertencentes os animais. Por meio de produções no dia de controle para leite, gordura e proteína na primeira lactação de vacas da raça Holandesa, os autores utilizaram a inferência bayesiana por meio do amostrador de Gibbs para gerar amostras da distribuição marginal posterior.

Procurando descrever como as soluções obtidas do modelo de regressão aleatória poderiam ser utilizadas para seleção de animais em vários estágios da lactação, bem como, obtenção de estimativas de persistência, Jamrozik et al. (1997) utilizaram registros de controles leiteiros de primeira lactação de animais da raça Holandesa, provenientes de quatro regiões geográficas do Canadá, coletados de 1988 a 1995. O modelo de regressão aleatória adotado foi o mesmo utilizado por Jamrozik e Schaeffer (1997). Assim, para cada animal, obtiveram-se soluções para os cinco coeficientes de regressão aleatórios. Por si próprios estes coeficientes não são suficientes para predizer o valor genético de um animal. Estas soluções são reunidas em uma combinação linear que considera a função empregada para descrever a

lactação e o número de dias em lactação que se pretende predizer o valor genético do animal.

Com o objetivo de desenvolver um modelo estatístico para avaliação genética de animais, baseado na informação dos controles diários Ptack e Schaeffer (1993) utilizaram registros de primeira lactação de 3.094 vacas, detentoras de 29.462 registros de produção no dia do controle. Os modelos que utilizaram à produção no dia do controle incluíram covariáveis para descrever a forma geral da curva de lactação dentro de uma mesma subclasse de efeitos fixos para idade e estação de parto. Nestes modelos, assume-se uma forma padrão da curva de lactação dentro da subclasse de grupo de contemporâneos, o efeito genético aditivo de animal estimado, reflete diferenças no pico da curva, porém, a persistência é ignorada. As covariáveis incluídas neste modelo para distinguir à curva de lactação, são um intercepto, efeitos lineares e quadráticos para o número de dias em produção, e ainda, os efeitos linear e quadrático do logaritmo natural do número de dias em produção.

Jamrozik et al. (1997) utilizando registros de controles no dia de produção para a produção de leite em animais da raça Holandesa, compararam três modelos de regressão aleatória que diferiram entre si por meio da função utilizada para descrever a forma da lactação dos animais. No primeiro modelo de regressão aleatória, a função descrita por Ali e Schaeffer (1987) foi utilizada para obtenção dos coeficientes de regressões fixa e aleatória. No segundo modelo, a mesma função foi utilizada para descrever os coeficientes de regressão fixa, porém a função exponencial descrita em Wilmink (1987) foi utilizada para descrever as curvas de lactação aleatórias. No terceiro modelo, a função exponencial foi utilizada para descrever tanto a parte fixa, como a parte aleatória do modelo. Praticamente não houve diferenças entre os três modelos.

Dados oriundos de sucessivas medições em um mesmo animal são definidos como sendo de natureza longitudinal e podem ser analisados, no melhoramento genético, por meio de modelos de regressão aleatória. Esta metodologia foi utilizada no contexto do melhoramento genético animal pela primeira vez por Schaeffer e Dekkers (1994), que propuseram a utilização dos coeficientes de regressão aleatória a dados de produção de leite no dia do controle. Isto permitiu que cada animal apresentasse uma curva de lactação individual, descrita por uma regressão fixa, comum a todos os animais, e regressões aleatórias para cada animal, descrevendo os desvios em relação à regressão fixa.

Atualmente os modelos de regressão aleatória têm sido bastante utilizados para descrever curvas de lactação, que é a área onde a aplicação desses modelos está mais desenvolvida. Na adoção desse modelo, as medições ao longo do tempo são consideradas como pontos sucessivos sobre uma trajetória contínua, e é permitida a predição de parâmetros, inclusive em pontos (idades) onde não tenham sido realizadas mensurações. Para descrever tanto a curva fixa para todos os indivíduos, como as curvas individuais, podem ser utilizadas funções de covariância (KIRKPATRICK et al., 1990), que descrevem a estrutura de covariância entre idades podem ser utilizadas. Funções de covariância utilizando os polinômios de Legendre têm sido bastante utilizadas porque são os mais fáceis de calcular e utilizar.

Com o desenvolvimento dessa metodologia de análise para dados de produção de leite, foram surgindo diversos trabalhos nesta linha de pesquisa, tais como Jamrozik; Schaeffer (1997), Jamrozik et al. (1997), Olori et al. (1999), Van der Werf et al. (1998), Rekaya et al. (1999), Brotherstone et al. (2000), e Meyer (2004). Existem na literatura, diversos trabalhos comparando os resultados quando se utilizam diferentes estratégias

de análise para dados longitudinais, comparando modelos de regressão aleatória com outros métodos de análise de dados longitudinais (ARAÚJO, 2003; RESENDE et al., 2001, KETTUNEN et al., 2000, REKAYA et al., 1999).

A aplicação da teoria de modelos de regressão aleatória para a avaliação genética em gado de leite, usando registros da produção no dia do controle, é a mais conhecida. Posteriormente surgiram outras aplicações, dentre as quais pode-se citar a sua aplicação a características de crescimento em todas as espécies, especialmente em gado de corte, interações genótipo x ambiente, aos dados de análise de sobrevivência, consumo de concentrado na fase de crescimento em suínos, etc. Os modelos de regressão aleatória permitem ao pesquisador estudar mudanças na variabilidade genética com o tempo, e também, a seleção de indivíduos para alterar o padrão de resposta sobre o tempo (SCHAEFFER, 2004).

Diferentes aplicações de modelos de regressão aleatória na descrição da variação genética de alguma característica de natureza longitudinal podem ser observadas em Mrode e Swanson (2003) os quais aplicaram modelos de regressão aleatória, por meio de amostrador de Gibbs, no estudo de células somáticas nas três primeiras lactações de bovinos da raça Holandesa. Com o objetivo de estimar parâmetros genéticos para o consumo de matéria seca diária e verificar qual o melhor período de duração de teste de desempenho para ganho de peso, Schenkel et al. (2003) aplicaram modelos de regressão aleatória em bovinos de corte. Modelos de regressão aleatória foram propostos por Fischer et al. (2004) como método mais acurado de avaliação de crescimento entre 50 a 500 dias de idade em carneiros da raça Poll Dorset, uma vez que o método permite a utilização de registros de animais com poucas idades mensuradas. Escores de conformação final em vacas da raça

Holandesa foram utilizados por Tsurutaa et al. (2004) para descrever alterações genéticas ao longo do tempo, devido à variação de fatores como seleção e mudanças no critério de seleção, utilizando modelos de regressão aleatória.

Segundo Schaeffer (2004), modelos de regressão aleatória poderiam ser perfeitamente aplicados ao crescimento de plantas, tais como culturas que crescem rapidamente ou árvores que crescem lentamente. No melhoramento vegetal, modelos de regressão aleatória foram utilizados para a avaliação genética de 45 progênies de *Eucalyptus urophylla*, por Resende et al. (2001), e por Araújo (2005), para a característica diâmetro à altura do peito

No Brasil, modelos de regressão aleatória têm sido bastante utilizados por pesquisadores da área de melhoramento animal, tais como Sakaguti (2000) e Albuquerque (2003), em crescimento de bovinos de corte, e El Faro (2002), Costa et al. (2002), Cobucci (2002), Araújo (2003) e Chaves (2005), a dados de produção de leite na primeira lactação de bovinos de raças de aptidão leiteiras.

A teoria sobre modelos de regressão aleatória (MRA) foi inicialmente proposta por Henderson Júnior (1982). De acordo com o autor, se há um coeficiente de regressão pertencente a cada indivíduo em um experimento, e se há uma amostra aleatória de indivíduos, então os coeficientes de regressão devem ser considerados como aleatórios. Por exemplo, se a produção de leite está sendo examinada como uma função do estágio de lactação, entre outras variáveis, deveria existir uma regressão geral, regressões individuais devido a diferenças genéticas e outras diferenças individuais entre animais, não explicadas pelo estágio de lactação.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. MATERIAL

Utilizaram-se 5.484 registros de produção de leite média na lactação referentes a produções de 2.994 fêmeas da bubalinas, predominantemente da raça Murrah, filhas de 150 reprodutores, acasalados com 1.130 matrizes, em 12 rebanhos localizados nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste, cujos partos ocorreram entre os anos de 1974 e 2004. Os registros foram provenientes do Programa de Melhoramento Genético dos Bubalinos (PROMEBUL, 2004) com a adição de registros provenientes do rebanho da EMBRAPA Amazônia Oriental -EAO, localizada em Belém, Pará.

Com a finalidade de obtenção de consistência dos dados e melhoria na qualidade das informações dos registros de produção provenientes dos anos de parição de 2002, 2003 e 2004, foram todas agrupadas em 2001. Foram definidas classes de rebanho-ano de parto como critério de formação de grupos de contemporâneos. Excluíram-se as observações referentes às classes de rebanho-ano de parto com número de informações menor que quatro. Foram eliminados reprodutores com menos de duas proles e, também, eliminadas proles com menos de três lactações. Proles sem informação de ascendência, data de nascimento ou data de parição foram eliminadas.

Deste modo, o arquivo final analisado conteve 1.719 registros de controles individuais de produção de leite média na lactação, provenientes de 357 fêmeas, filhas de 110 reprodutores, com 280 registros (16,29%) dos registros pertencentes ao rebanho da EAO. O número de classes rebanho-ano de parto foi igual a 47 e a idade da fêmea ao parto analisado variou de 24 a 192 meses de idade.

O número de animais (N), média e desvio-padrão (DP) da produção de leite média na lactação pertencentes a cada ano de parto, podem ser observados na Tabela 1, enquanto que na Tabela 2, as mesmas estatísticas são exibidas para as classes de mês de parto.

Tabela 1 - Distribuição do numero de animais (N), média e desvio-padrão (DP) para a produção de leite média na lactação, em cada ano de partição

Ano de Parto	N	Média	DP
1974	5	4,63	0,69
1975	11	6,05	0,94
1976	15	5,07	0,97
1977	22	6,08	0,97
1978	37	5,74	1,13
1979	31	5,87	0,79
1980	24	6,00	0,95
1981	23	6,31	1,06
1982	32	6,64	1,31
1983	58	6,16	1,74
1984	64	5,45	1,77
1985	56	4,57	1,40
1986	50	4,31	0,81
1987	67	4,86	1,20
1988	50	4,71	1,44
1989	58	6,99	2,35
1990	62	7,99	1,99
1991	63	6,90	1,92
1992	73	7,92	2,01
1993	103	7,45	1,51
1994	108	7,32	1,84

1995	116	7,22	1,98
1996	91	7,50	1,97
1997	94	7,26	1,56
1998	100	7,88	1,80
1999	127	8,28	1,82
2000	96	8,16	1,95
2001	83	10,72	2,69

Fonte: PROMEBUL - Programa de Melhoramento Genético dos Bubalinos (2004) adição de registros provenientes do rebanho da EMBRAPA Amazônia Oriental –EAO

Tabela 2 - Distribuição do numero de animais (N), média e desvio-padrão (DP) para a produção de leite média na lactação, em cada mês de parição.

Mês de Parto	N	Média	DP
1	211	6,99	2,30
2	275	6,70	2,35
3	302	6,84	2,19
4	256	7,23	2,10
5	187	7,31	2,27
6	142	7,01	2,32
7	102	7,44	2,49
8	74	7,65	2,45
9	33	7,46	2,28
10	29	6,94	2,01
11	42	6,83	1,85
12	66	7,07	1,94

Fonte: PROMEBUL

Foi gerado, também, um arquivo de “pedigree”, utilizado em todas as análises, contendo a identificação de animal, pai e mãe, resultando em 3.676 indivíduos diferentes identificados na matriz de numeradores de coeficientes parentesco (NRM).

3.2. MÉTODOS

3.2.1. Modelos de análises

Os registros de produção média de leite na lactação foram analisados para estimação dos componentes de (co) variância e de parâmetros genéticos por meio de modelos de regressão aleatória. Os modelos empregados para a descrição das curvas de lactação por meio da obtenção dos coeficientes de regressão aleatória relacionados tanto com a parte fixa quanto com a parte aleatória do modelo utilizaram as funções polinomiais de Legendre. Os modelos empregados diferiram entre si, pela ordem de ajuste dos polinômios (k), que variaram de segunda a quarta ordem ($k=3, 4$ e 5).

A idade da fêmea ao parto (IFP), em meses, terá padronizações entre -1 e 1 (IFPP), pela expressão apresentada em Kirkpatrick et al. (1990);

$$a_i^* = u + \frac{v - u}{a_{\max.} - a_{\min.}} (a_i - a_{\min.})$$

* Onde a_i^* é a idade da fêmea ao parto padronizado; U e V são definidos como $u = -1$ e $v = 1$; $a_{\max.}$ e $a_{\min.}$ representam o maior e menor valor mensurado para idade da fêmea ao parto, respectivamente.

O k -ésimo polinômio ortogonalizado de Legendre, P_k , foi então dado pela expressão:

$$\phi_k(a_i^*) = \frac{1}{2^j} \sqrt{\frac{2k+1}{2}} \sum_{m=0}^{[k/2]} (-1)^m \binom{k}{m} \binom{2k-2m}{k} a_i^{*j-2m}$$

Em que $[k/2]$ indica que os valores da fração são arredondados para baixo, assumindo o valor inteiro mais próximo.

O modelo de regressão aleatória utilizado para obtenção das soluções fixas e aleatórias por meio da função polinomial de Legendre, é descrito como:

$$y_{ijln} = \mathbf{r}\mathbf{a}_1 + \mathbf{m}_m + \sum_{m=0}^{k-1} \beta_m \phi_m(\mathbf{a}_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k-1} \alpha_{im} \phi_m(\mathbf{a}_{ij}^*) + \sum_{m=0}^{k-1} \gamma_{im} \phi_m(\mathbf{a}_{ij}^*) + \varepsilon_{ijln}$$

(Modelo a)

Em que y_{ijln} é a j -ésima produção do i -ésimo indivíduo e o (ln) ; \mathbf{a}_{ij}^* é a idade na produção padronizada entre -1 a $+1$; ϕ_m é o m -ésimo polinômio de Legendre; $\mathbf{r}\mathbf{a}_1$ é o efeito fixo de rebanho-ano de parto; \mathbf{m}_m é o efeito fixo de mês de parto; β_m são os coeficientes de regressão para modelar a trajetória média comum a todos os indivíduos; α_{im} e γ_{im} são os coeficientes de regressão aleatória dos efeitos genético aditivo e de ambiente permanente do indivíduo i , respectivamente, e ε_{ijln} é o efeito do ambiente temporário.

Em notação matricial o Modelo a é representado como:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}\mathbf{a} + \mathbf{W}\mathbf{p} + \mathbf{e}$$

Em que \mathbf{y} é um vetor com as n observações de produção em cada idade; \mathbf{X} é a matriz de incidência de níveis dos efeitos fixos de rebanho-ano e mês de parto e, ainda, das idades padronizadas entre -1 a $+1$, associadas aos polinômios de Legendre, que

descrevem a trajetória média de todos os indivíduos; β é o vetor de soluções para níveis dos efeitos fixos e das soluções da regressão média de todos os indivíduos; Z e W são matrizes de covariáveis referentes às idades padronizadas, associadas aos polinômios de Legendre, em cada produção, referentes aos coeficientes de regressão aleatória dos efeitos aleatório genético aditivo e de ambiente permanente para cada indivíduo, respectivamente; a e p são vetores contendo os coeficientes de regressão aleatória para cada indivíduo, para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, respectivamente; o vetor e representa os efeitos aleatórios de ambiente temporário. As pressuposições da distribuição dos vetores a , p e e , são as seguintes:

$$\begin{bmatrix} a \\ p \\ e \end{bmatrix} \sim N(0, V) \text{ com } V = \begin{bmatrix} A \otimes K_a & 0 & 0 \\ 0 & I \otimes K_p & 0 \\ 0 & 0 & R \end{bmatrix},$$

Sendo A , a matriz de coeficientes de parentesco entre indivíduos, de ordem igual ao número de indivíduos (N); K_a é a matriz de covariância entre os coeficientes de regressão aleatória do efeito genético aditivo; K_p é a matriz de covariância entre os coeficientes de regressão aleatória que descrevem o efeito de ambiente permanente; I é uma matriz identidade, de ordem igual ao número total de observações (n) e R é uma matriz diagonal de variância residual associada a cada observação.

A produção média de leite por lactação foi regredida em função da idade da fêmea ao parto, utilizando uma função polinomial de segundo grau. De posse da equação de predição, a mesma foi derivada em relação a idade da fêmea ao parto e,

essa derivada foi igualada a zero. Assim foi possível determinar o ponto máximo da função que, biologicamente, corresponde à idade da fêmea ao parto de maior produção, sendo a mesma definida como idade de maturidade fisiológica da fêmea. Foram, também, estimadas as médias de idade da fêmea ao primeiro parto e do intervalo entre primeiro e segundos partos.

3.3 CLASSES RESIDUAIS PARA O EFEITO DE AMBIENTE TEMPORÁRIO

Com o objetivo de verificar a presença de heterogeneidade de variâncias para o efeito de ambiente temporário, o mesmo foi considerado em modelos de regressão aleatória cujo polinômio de Legendre ajustado foi de segunda ordem, constante ao longo de toda a trajetória de lactação, e posteriormente, comparado em situações em que este mesmo efeito será alocado em duas, três, quatro classes residuais. As classes residuais foram dispostas como:

Duas classes residuais: primeira classe, maior que 24 e menor que 120 meses e segunda classe com idades superiores á 120 meses;

Três classes: primeira: menor ou igual á 60 meses; segunda: maior que 60 e menor ou igual a 120 meses e terceira; superior a 120 meses;

Quatro classes residuais: primeira: menor ou igual a 60 meses; segunda: maior que 60 e menor ou igual a 100 meses; terceira: maior que 100 e menor ou igual a 150 meses e, quarta classe com idades maiores que 150 meses.

3.3.1 Comparação entre os modelos

Os modelos de regressão aleatória que empregaram diferentes ordens de ajuste para os polinômios de Legendre (de segunda a quarta ordem) e consideraram o efeito de ambiente temporário como homogêneo ou heterogêneo, dispostos em diferentes números de classes, foram comparados entre si pelo critério de Informação de Akaike

O critério de Akaike é expresso como: $AIC=2\log L + 2p$, onde L é o logaritmo da função de máxima verossimilhança restrita e p é o número de parâmetros estimados. Este critério foi proposto por Akaike (1974) justamente para selecionar, dentro de um conjunto de modelos, aquele com o melhor ajuste. O importante neste critério é a diferença entre os seus valores, e não o tamanho dessa diferença. O melhor modelo é aquele que apresenta o menor valor de AIC.

3.3.3 Valores genéticos

De posse das estimativas de componentes de (co) variâncias das soluções de regressão aleatória para os efeitos genético aditivo e de ambiente permanente, bem como, estimativas de variâncias residuais do efeito de ambiente temporário, obtidas pelo modelo de regressão aleatória mais adequado, as mesmas serão utilizadas para gerar as soluções de regressão aleatória para cada indivíduo, por meio das soluções de equações de modelos mistos. As n soluções provenientes dos coeficientes de regressão aleatória para o animal i são dadas por $\hat{\mathbf{a}}'_i = (\hat{\mathbf{a}}'_{0i} \hat{\mathbf{a}}'_{1i} \dots \hat{\mathbf{a}}'_{ni})$ e por si próprias não são suficientes para classificação dos indivíduos. Entretanto, as funções dessas soluções fornecem importantes informações para os procedimentos de seleção. Assim, O valor genético do animal i no j -ésima idade foi calculada como:

$$\mathbf{Vg}_j = \phi_n (\hat{\mathbf{a}}_{0i} \hat{\mathbf{a}}_{1i} \dots \hat{\mathbf{a}}_{ni})'$$

Onde \otimes_n refere-se ao vetor contendo a idade padronizada, j , associada à função polinomial de Legendre que melhor descreveu a trajetória da produção de leite em função da idade da fêmea ao parto, com n parâmetros; $\hat{\mathbf{a}}_0, \hat{\mathbf{a}}_1$ e $\hat{\mathbf{a}}_n$ são as n soluções de regressão aleatória obtidas para um determinado indivíduo i .

Com o objetivo de verificar o efeito da seleção para a produção de leite no primeiro parto, sobre produção de leite nas demais idades produtivas das fêmeas, foi definido o valor genético dos reprodutores na idade ao primeiro parto, valores genéticos acumulados da idade após o intervalo entre primeiro e segundo partos até a antes de atingir a idade de maturidade fisiológica, valor genético na idade de maturidade fisiológica e, ainda, valor genético acumulado após atingir a idade de maturidade fisiológica.

Os valores genéticos para os vários períodos parciais de trajetória, serão obtidos pela variação no somatório. Para o período p , que compreende do k -ésimo até o j -ésimo dia de lactação, tem-se a expressão:

$$\mathbf{Vg}_t = \left(\sum_{i=k}^j \phi_{i1} \right) \hat{\mathbf{a}}_0 + \left(\sum_{i=k}^j \phi_{i2} \right) \hat{\mathbf{a}}_1 + \dots + \left(\sum_{i=k}^j \phi_{in} \right) \hat{\mathbf{a}}_n$$

Em que ϕ_{in} refere-se ao dia em produção descrito pelo n -ésimo parâmetro da função que descreve a trajetória da lactação. Em casos, cujo valor foi uma predição pontual, o valor de k é igual a j .

Será obtida para uma amostra de 10% dos melhores reprodutores e também para todos os reprodutores, as correlações de ordem (Spearman) entre os valores

genéticos preditos nos pontos e áreas que descrevem a trajetória da curva da idade da fêmea ao parto.

Os componentes de variância e covariância, necessários à estimativa dos parâmetros genéticos e dos valores genéticos dos animais, para a característica em estudo e em todas as análises, foram obtidos pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML), utilizando-se o aplicativo DFREML.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. RESULTADOS

Os números de registros de produção de leite ao longo das idades à parição podem ser observados na Figura 1. Verifica-se menor quantidade de registros com o avanço da idade das fêmeas. A distribuição de médias e desvios-padrão podem ser observados na Figura 2. Verifica-se que tanto os valores médios das produções de leite, quanto a sua dispersão, ao longo da trajetória definida pela idade da fêmea ao parto, exibem um padrão homogêneo.

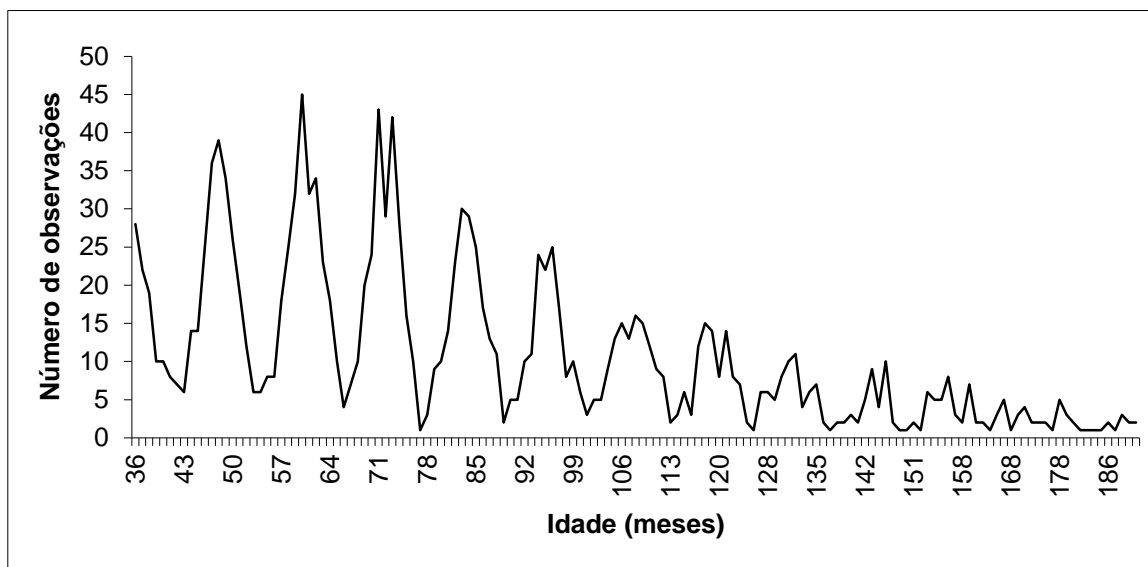


Figura 1 – Distribuição do número de registros de produção de leite em relação à idade da fêmea ao parto

A idade ao primeiro parto média observada na amostra foi igual a $36,62 \pm 5,71$ meses, o intervalo médio entre o primeiro e o segundo parto foi igual a $470,5 \pm 120,41$ dias. A idade, em meses, cuja produção de leite atingiu o seu ponto máximo (Figura 2),

foi obtida pela primeira derivada da função de predição da produção de leite (Y) regredida em relação a idade da fêmea ao parto(X), o valor observado foi, aproximadamente, igual a 110 meses de idade.

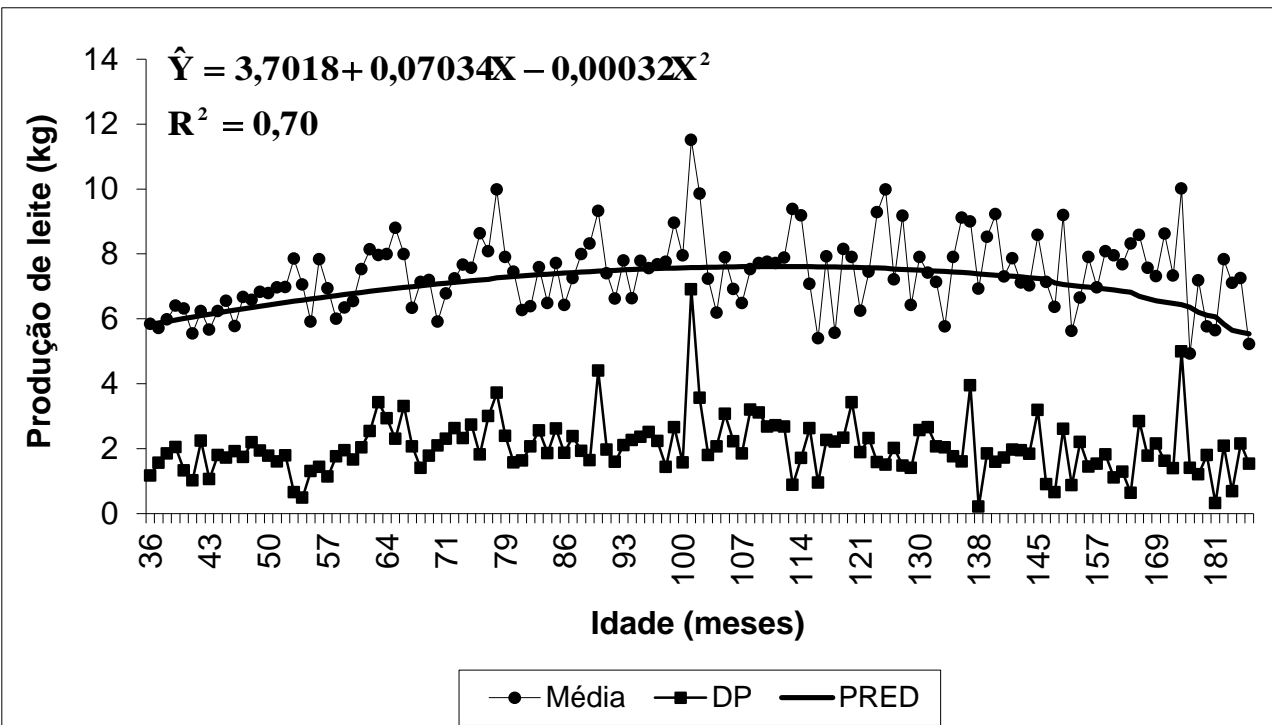


Figura 2 - Distribuição de médias e desvios-padrão observados, e produção de leite estimada em função da idade da fêmea ao parto.

Os valores para o logaritmo da função de verossimilhança ($\text{Log}(L)$) e para o Critério de Informação de Akaike (AIC) para os modelos que utilizaram diferentes classes de efeito de ambiente temporário e diferentes graus de ajuste da função de covariância, são exibidos na Tabela 3.

Os modelos que utilizaram ordens de ajuste de segundo grau foram mais eficientes à medida que aumentou-se o número de classes residuais. Embora o modelo polinomial de quarto grau com quatro classes de resíduo (Modelo K5E4) apresentou o menor valor para o logaritmo da função de verossimilhança dentre todos os modelos, o

modelo de terceiro grau com quatro classes residuais (Modelo K4E4) apresentou menor valor para o Critério de Informação de Akaike, indicando ser este, o modelo mais eficiente em descrever a variação da produção de leite ao longo da trajetória.

Tabela 3. Estimativas do valor do logaritmo da função de verossimilhança (Log(L)) e do critério de informação de Akaike (AIC) para modelos de segunda ordem com uma, duas, três, quatro classes residuais, K3E1, K3E2, K3E3 e K3E4, respectivamente, e ainda para modelos de terceira e quarta ordem com quatro classes residuais, K4E4 E K5E4, respectivamente.

Parâmetros	Modelos					
	K3E1	K3E2	K3E3	K3E4	K4E4	K5E4
Log(L)	-1406,49	-1405,00	-1399,57	-1393,34	-1374,35	-1372,96
AIC	2838,98	2838,00	2929,16	2818,68	2796,71	2813,92

Fonte: PROMEBUL

O comportamento da variância genética aditiva da produção de leite, estimada pelos diferentes modelos em diversos pontos da trajetória é exibido na Figura 3. Independentemente do número de classes residuais, os modelos que utilizaram polinômios de segundo grau, descreveram a variância de formas similares, com variâncias superestimadas no final da trajetória para modelos com maior número de classes residuais. Para os modelos com quatro e cinco parâmetros (terceira e quarta ordens, respectivamente), o comportamento da descrição da variância genética aditiva foi similar aos demais modelos, porém, aproximadamente, após 132 meses de idade ao parto, os modelos de segunda ordem superestimaram as variâncias, principalmente no final da trajetória. Assim para descrição da variância genética aditiva da produção de leite ao longo da trajetória que descreve a idade da fêmea ao parto, modelos de regressão aleatória devem empregar ordens de ajuste superiores ao segundo grau.

Analisando o padrão da variância de efeito de ambiente permanente sobre a produção de leite em diferentes idades da fêmea ao parto, Figura 4, verifica-se que todos os modelos descreveram o formato da curva de forma bem similar na primeira metade da trajetória, e que posteriormente, modelos com maior número de parâmetros descreveram maiores variâncias até o início do quarto final da trajetória, onde a partir deste ponto, descreveram menores variâncias.

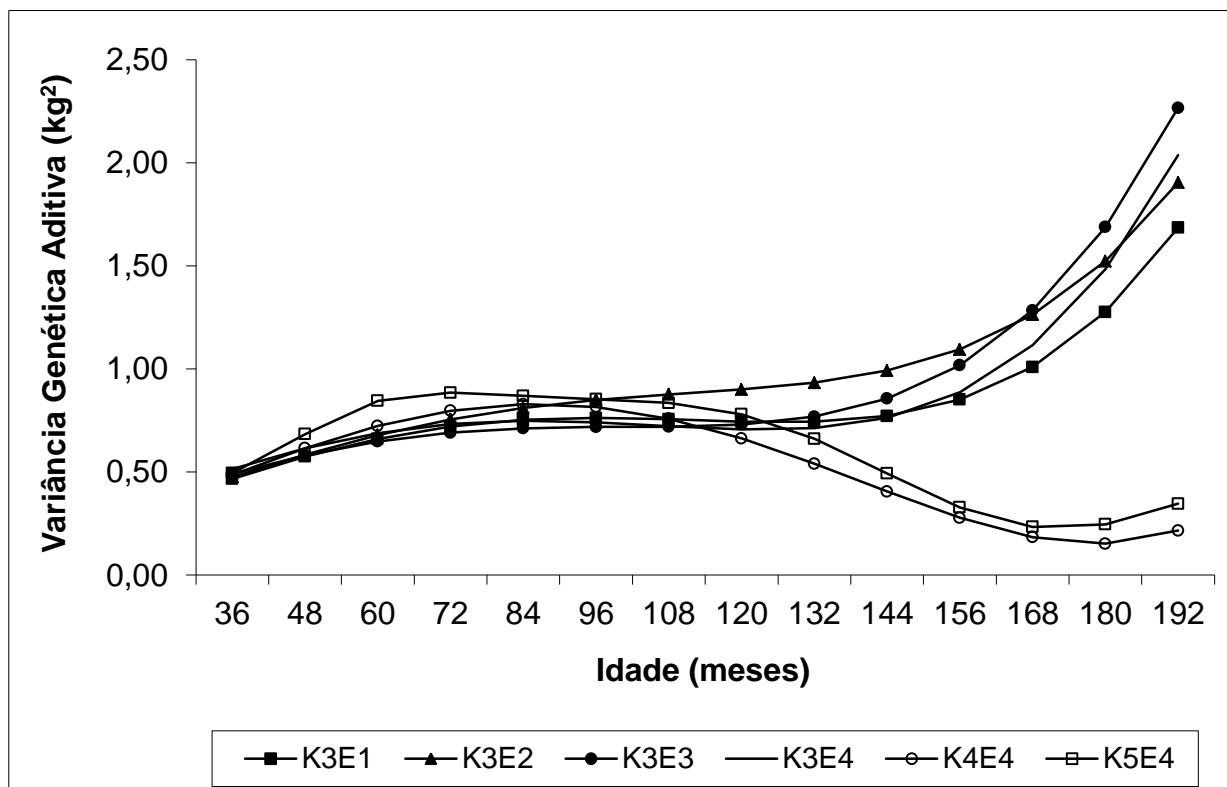


Figura 3- Estimativas de variâncias genética aditiva para a produção de leite, ao longo da trajetória, para modelos de segunda ordem com uma, duas, três, quatro e cinco classes residuais, K3E1, K3E2, K3E3, K3E4, respectivamente, e ainda para modelos de terceira e quarta ordem com quatro classes residuais, K4E4 e K5E4, respectivamente

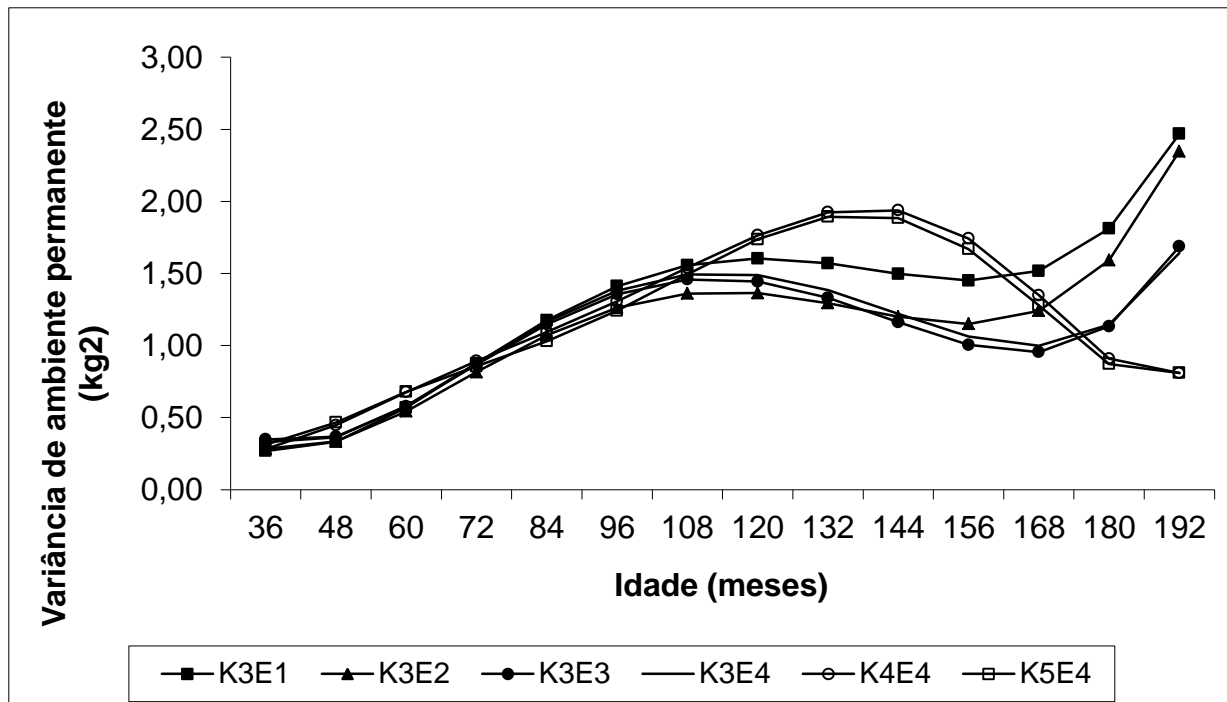


Figura 4 - Estimativas de variâncias de ambiente permanente para a produção de leite, ao longo da trajetória, para modelos de segunda ordem com uma, duas, três, quatro classes residuais, K3E1, K3E2, K3E3, K3E4, respectivamente, e ainda para modelos de terceira e quarta ordem com duas classes residuais, K4E4 e K5E4, respectivamente.

Verifica-se que para os modelos que empregaram ajuste polinomial de segundo grau, quanto maior o número de classes empregadas para descrever o efeito de ambiente temporário, melhor foi o ajuste do modelo para descrever os dados, indicando a inadequação da pressuposição de homogeneidade de variâncias para este efeito (Figura 5). Ao considerar o efeito de ambiente temporário constante ao longo da trajetória que descreve a idade da fêmea ao parto, quando o mesmo é heterogêneo, provocou superestimação da variância no início da trajetória e subestimação no meio. Verificou-se ainda, que os modelos com ajustes polinomiais de segundo, terceiro e quarto graus, adotando quatro classes residuais, descreveram de formas similares, a variação deste efeito ao longo da trajetória.

El Faro (2002) demonstrou que para modelos que utilizaram diferentes ordens de ajuste para descrever a variação da produção de leite em primeira lactação de vacas da raça Caracu, todos mostraram-se inadequados ao assumir homogeneidade de variâncias residuais.

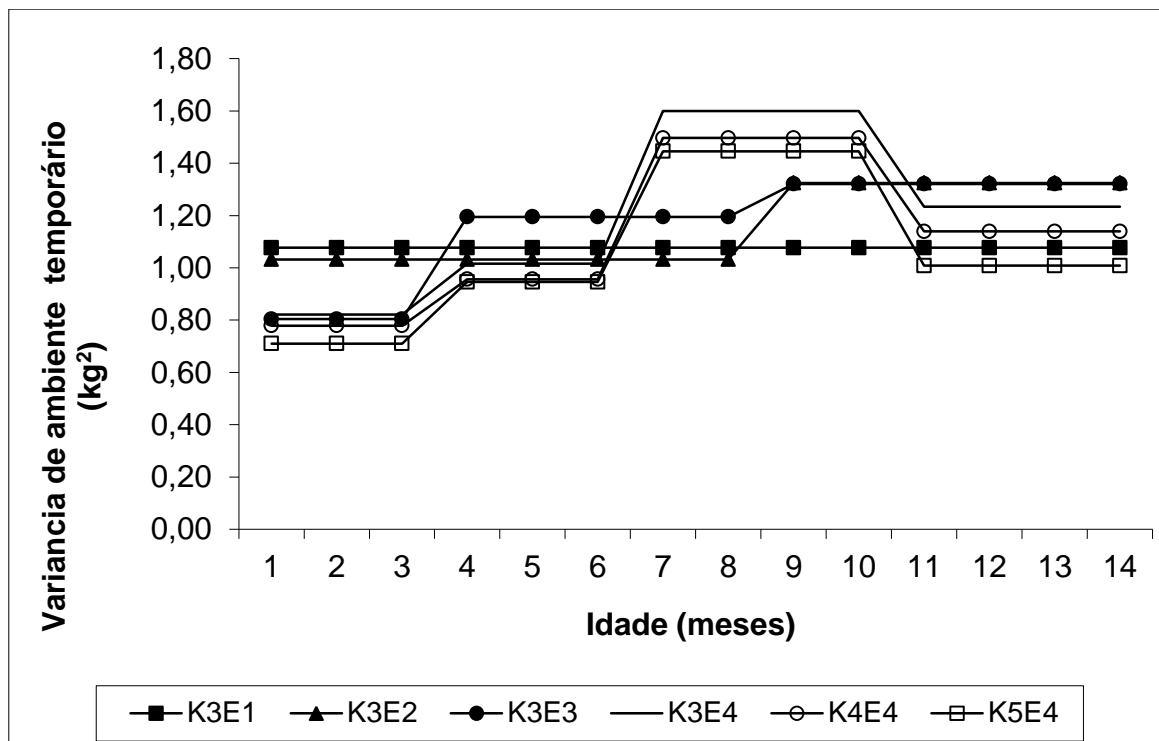


Figura 5 - Estimativas de variâncias para as classes de ambiente temporário para a produção de leite, ao longo da trajetória, para modelos de segunda ordem com uma, duas, três, quatro classes residuais, K3E1, K3E2, K3E3, K3E4, respectivamente, e ainda para modelos de terceira e quarta ordem com duas classes residuais, K4E4 e K5E4, respectivamente.

As estimativas de herdabilidade obtidas em cada modelo com diferentes ordens de ajuste do polinômio e diferentes números de classes de efeito temporário, são exibidas na Figura 6. O padrão da trajetória da herdabilidade, em todos os modelos, é bem similar ao comportamento da variância genética aditiva. A formação de diferentes classes de resíduos para o efeito de ambiente temporário, não proporcionou grandes alterações na estimativa de herdabilidade nos modelos com ordens de ajuste de

segundo grau. Comparando as estimativas entre os modelos com diferentes ajustes de polinômios, verifica-se que os modelos com polinômios de terceira e quarta ordens, apresentaram comportamentos bem similares, em que as estimativas em idade mais avançadas foram bem menores que aquelas previstas pelos modelos menos parametrizados.

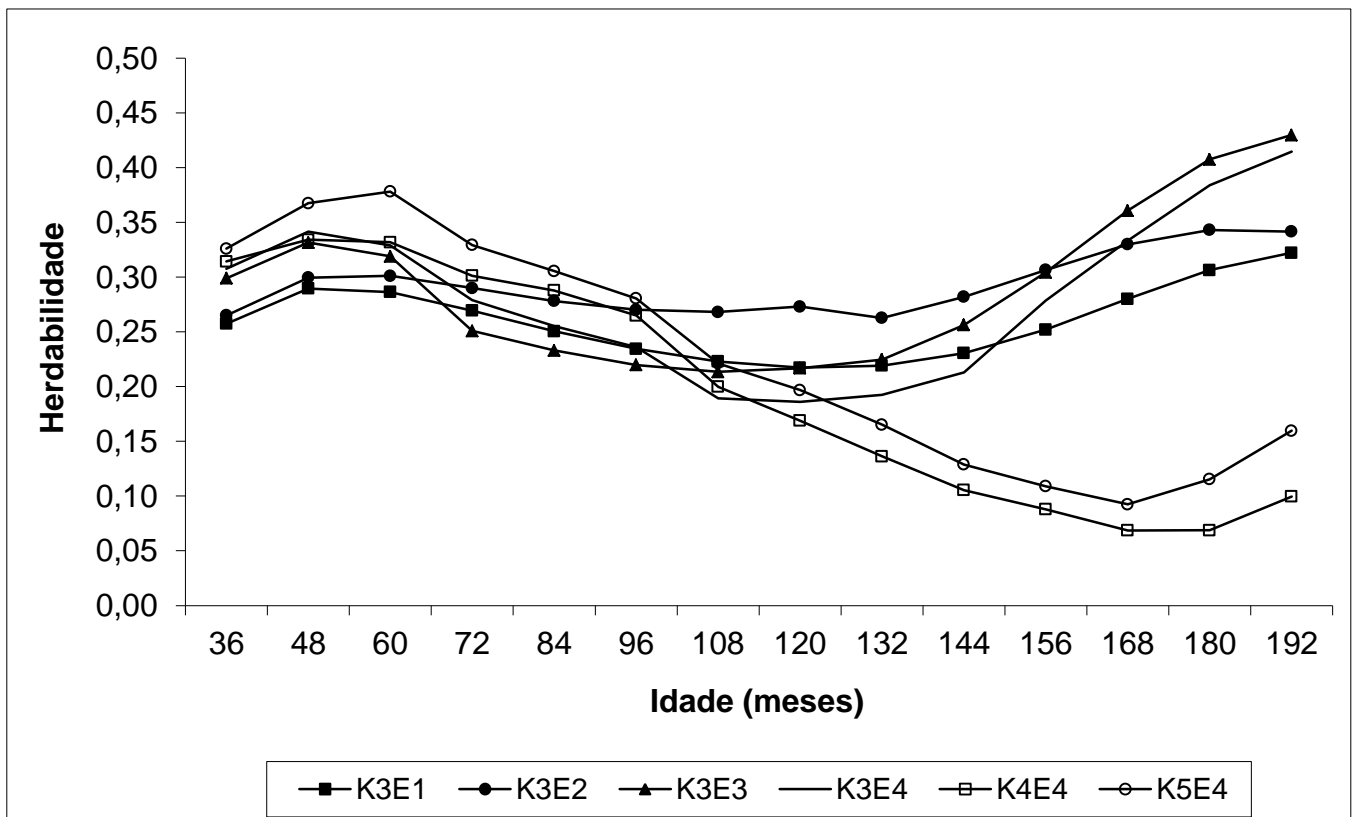


Figura 6- Estimativas de herdabilidade para a produção de leite, ao longo da trajetória, para modelos de segunda ordem com uma, duas, três, quatro e cinco classes residuais, K3E1, K3E2, K3E3, K3E4, respectivamente, e ainda para modelos de terceira e quarta ordem com quatro classes residuais, K4E4 e K5E4, respectivamente

As correlações genéticas da produção de leite, em diversos pontos da trajetória da idade da fêmea ao parto, obtidas pelo modelo que utilizou polinômios de ordem cúbica, podem ser observadas na Figura 7. As correlações foram altas e positivas em idades mais próximas. Por outro lado, entre idades dispostas em pontos mais extremos da trajetória que descreve a idade, a correlação foi negativa. As

correlações genéticas negativas entre os pontos mais extremos da trajetória indicam que a seleção para o aumento da produção de leite em uma determinada idade da lactação não terá reflexo positivo sobre a produção de leite da fêmea, em idade bem avançada.

Em estudos que utilizaram a produção de leite no dia de controle, em primeira lactação de raças bovinas, resultados encontrados por Olori et al. (1999), por Strabel e Misztal (1999), por Brotherstone et al. (2000) e Araújo (2003) ao utilizarem polinômios de Legendre, e ainda, por Cobuci (2002) utilizando a função de Wilmink; verificaram altas correlações genéticas entre controles adjacentes, com estimativas próximas a zero entre controles mais extremos. Rekaya et al. (1999) e Liuz et al. (2001), com raças européias e Costa et al. (2002), com a raça Gir no Brasil, verificaram estimativas de correlações genéticas negativas entre os extremos da curva de lactação.

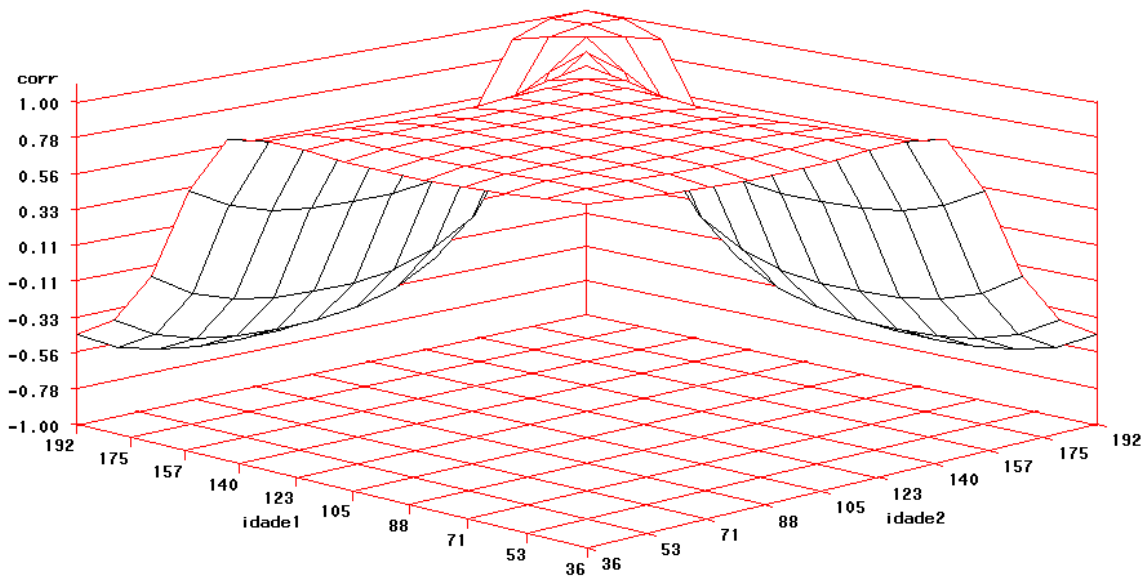


Figura 7 – Correlações genéticas aditiva das produções de leite em diferentes idades.

A correlação de Spearman para os valores genéticos aditivo para a produção de leite aos 36 meses de idade, produção acumulada dos 52 aos 109 meses, produção de leite aos 110 meses e, ainda, produção de leite acumulada dos 111 aos 192 meses de idade da fêmea ao parto (Tabela 4), preditos para todos os reprodutores e para os 10%

melhores reprodutores, ordenado pelo valor genético da produção de leite ao 36 meses de idade, indicam que a seleção dos reprodutores com base na informação da produção de leite de sua filhas no início da vida reprodutiva, também favorece na escolha de animais que proporcionam o aumento da produção de leite até atingir a idade de maturidade fisiológica, na idade de maturidade fisiológica e, também após esta idade.

Tabela 4 – Correlações entre os valores genéticos preditos para produção de leite aos 36, 88, 140 e 192 meses de idade, VG36, VG88, VG140 e VG192, respectivamente, considerando todos os reprodutores (acima da diagonal) e 10% dos reprodutores com maiores valores genético aos 36 meses (abaixo da diagonal)

	VG36	VG88	VG140	VG192
VG36	-	0,9999	0,9999	0,9999
VG88	0,9857	-	1,0000	0,9998
VG140	0,9857	1,0000	-	0,9998
VG192	0,9928	0,9714	0,9714	-

O ordenamento dos reprodutores para os valores genéticos preditos para a produção de leite aos 36, 88 e 140 meses de idade, pode se observado na Tabela 5. Os reprodutores identificados com a numeração entre 27 a 41, são os animais de procedência do estado do Pará, verifica-se que os mesmo apresentam valores genéticos iguais a zero, indicando que o estado do Pará possui animais formadores da população base. Além disso, esse resultado revela que os reprodutores atuais se encontram na média da raça, sendo que os genótipos superiores estão alocados em outros estados. Outro fato que merece atenção reside no fato de que a maior parte dos animais foram negativos, indicando que o processo de seleção empregado não tem sido efetivo em promover o melhoramento da espécie.

Tabela 5– Identificação e o ordenamento (ord) dos reprodutores (Rep) com valores genéticos (vg) preditos para a produção de leite aos 36, 88 e 140 meses de idade

Obs	Rep	vg36	ord36	vg88	ord88	vg140	ord140
1	1	0.000	18	0.000	18	0.000	18
2	2	0.000	19	0.000	19	0.000	19
3	3	0.000	20	0.000	20	0.000	20
4	4	0.000	21	0.000	21	0.000	21
5	5	0.000	22	0.000	22	0.000	22
6	6	0.000	23	0.000	23	0.000	23
7	7	0.000	24	0.000	24	0.000	24
8	8	0.000	25	0.000	25	0.000	25
9	9	0.000	26	0.000	26	0.000	26
10	10	0.000	27	0.000	27	0.000	27
11	11	0.000	28	0.000	28	0.000	28
12	12	0.000	29	0.000	29	0.000	29
13	13	0.000	30	0.000	30	0.000	30
14	14	0.000	31	0.000	31	0.000	31
15	15	0.000	32	0.000	32	0.000	32
16	16	0.000	33	0.000	33	0.000	33
17	17	-0.278	101	-0.453	102	-0.211	100
18	18	0.000	34	0.000	34	0.000	34
19	19	0.000	35	0.000	35	0.000	35
20	20	-0.064	96	-0.104	97	-0.048	96
21	21	-0.137	99	-0.197	99	-0.111	99
22	22	-0.117	98	-0.194	98	-0.088	98
23	23	0.275	10	0.416	10	0.217	10
24	24	0.000	36	0.000	36	0.000	36

25	25	0.014	17	0.047	17	0.004	17
26	26	0.346	8	0.549	8	0.266	8
27	27	0.000	37	0.000	37	0.000	37
28	28	0.000	38	0.000	38	0.000	38
29	29	0.000	39	0.000	39	0.000	39
30	30	0.000	40	0.000	40	0.000	40
31	31	0.000	41	0.000	41	0.000	41
32	32	0.000	42	0.000	42	0.000	42
33	33	0.000	43	0.000	43	0.000	43
34	34	0.000	44	0.000	44	0.000	44
35	35	0.000	45	0.000	45	0.000	45
36	36	0.000	46	0.000	46	0.000	46
37	37	0.000	47	0.000	47	0.000	47
38	38	0.000	48	0.000	48	0.000	48
39	39	0.000	49	0.000	49	0.000	49
40	40	0.000	50	0.000	50	0.000	50
41	41	0.000	51	0.000	51	0.000	51
42	42	0.000	52	0.000	52	0.000	52
43	43	0.000	53	0.000	53	0.000	53
44	44	0.000	54	0.000	54	0.000	54
45	45	0.000	55	0.000	55	0.000	55
46	46	0.000	56	0.000	56	0.000	56
47	47	0.000	57	0.000	57	0.000	57
48	48	0.000	58	0.000	58	0.000	58
49	49	0.000	59	0.000	59	0.000	59
50	50	0.421	6	0.578	6	0.349	5
51	51	0.646	2	1.018	2	0.499	2
52	52	-0.324	102	-0.442	101	-0.266	102
53	53	0.000	60	0.000	60	0.000	60
54	54	0.000	61	0.000	61	0.000	61

55	55	0.000	62	0.000	62	0.000	62
56	56	0.000	63	0.000	63	0.000	63
57	57	0.000	64	0.000	64	0.000	64
58	58	0.000	65	0.000	65	0.000	65
59	59	0.000	66	0.000	66	0.000	66
60	60	0.110	12	0.160	13	0.088	12
61	61	-0.067	97	-0.078	95	-0.058	97
62	62	0.000	67	0.000	67	0.000	67
63	63	0.906	1	1.445	1	0.695	1
64	64	-0.459	107	-0.717	108	-0.356	107
65	65	-0.767	110	-1.201	110	-0.594	110
66	66	0.000	68	0.000	68	0.000	68
67	67	0.605	3	0.969	3	0.463	3
68	68	0.441	5	0.704	4	0.338	6
69	69	-0.463	108	-0.708	107	-0.362	108
70	70	-0.432	105	-0.679	105	-0.334	105
71	71	0.000	69	0.000	69	0.000	69
72	72	0.000	70	0.000	70	0.000	70
73	73	0.000	71	0.000	71	0.000	71
74	74	0.000	72	0.000	72	0.000	72
75	75	0.000	73	0.000	73	0.000	73
76	76	0.000	74	0.000	74	0.000	74
77	77	0.462	4	0.553	7	0.408	4
78	78	0.102	13	0.190	12	0.070	13
79	79	0.153	11	0.243	11	0.115	11
80	80	0.026	16	0.052	16	0.016	16
81	81	0.330	9	0.518	9	0.257	9
82	82	0.000	75	0.000	75	0.000	75
83	83	-0.378	103	-0.577	103	-0.297	103
84	84	0.000	76	0.000	76	0.000	76

85	85	-0.386	104	-0.589	104	-0.303	104
86	86	-0.261	100	-0.374	100	-0.211	101
87	87	-0.682	109	-1.094	109	-0.524	109
88	88	0.394	7	0.611	5	0.306	7
89	89	0.000	77	0.000	77	0.000	77
90	90	0.000	78	0.000	78	0.000	78
91	91	0.000	79	0.000	79	0.000	79
92	92	-0.445	106	-0.695	106	-0.344	106
93	93	0.000	80	0.000	80	0.000	80
94	94	0.000	81	0.000	81	0.000	81
95	95	0.000	82	0.000	82	0.000	82
96	96	0.000	83	0.000	83	0.000	83
97	97	-0.008	94	-0.015	94	-0.005	94
98	98	0.000	84	0.000	84	0.000	84
99	99	0.000	85	0.000	85	0.000	85
100	100	0.000	86	0.000	86	0.000	86
101	101	0.000	87	0.000	87	0.000	87
102	102	0.000	88	0.000	88	0.000	88
103	103	0.045	14	0.097	14	0.028	15
104	104	0.000	89	0.000	89	0.000	89
105	105	0.000	90	0.000	90	0.000	90
106	106	0.039	15	0.066	15	0.029	14
107	107	-0.052	95	-0.099	96	-0.035	95
108	108	0.000	91	0.000	91	0.000	91
109	109	0.000	92	0.000	92	0.000	92
110	110	0.000	93	0.000	93	0.000	93

Fonte: PROMEBUL

5 CONCLUSÕES

Com base nos objetivos deste estudo e nos resultados obtidos, pode-se afirmar que:

Os modelos de regressão aleatória foram eficientes em descrever a variação genética da produção de leite, sendo que os modelos que empregaram a função polinomial de Legendre de ordem igual a quatro admitindo quatro classes residuais foram mais eficientes em descrever esta variação, minimizando a variância residual, quando comparados aos demais modelos com diferentes ordens de ajustes e diferentes números de classes residuais.

Os parâmetros genéticos obtidos e, conseqüentemente, as estimativas de herdabilidades, revelam presença de variabilidade genética para a produção de leite em bubalinos. Porém os valores genéticos preditos para os reprodutores, revelam que a falta de um programa de avaliação genética que ponderasse o verdadeiro mérito genético dos animais e, não necessariamente o tipo estético do animal, poderia levar ao melhoramento genético efetivo para a exploração leiteira na espécie.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALBUQUERQUE, L.G. **Modelos de dimensão infinita aplicados a características de crescimento de bovinos da raça Nelore**. 2003. 83f. Tese (Livre-docente)- Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Universidade Estadual de Jaboticabal, 2003.

ARAÚJO, C.V. **Modelos de regressão aleatória para avaliação genética da produção de leite na raça Holandesa**. 2003. 85 f. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa. 2003.

ARAÚJO, S. I. **Uso De Modelos De Regressão Aleatória Para Dados De Medidas Repetidas Em Estudo De Simulação**. 2005. 99 f. Tese (Doutorado) Universidade Federal de Viçosa. 2005.

AKAIKE, H. A new look at statistical model identification. **IEEE Trans. on Automatic Control**, v.19, n.6, p.716-723. 1974.

ALI, T.E.; SCHAEFFER, L.R. Accounting for covariances among test day milk yields in dairy cows. **Canadian Journal Animal Science**, v.67, n.3, p.637 - 644, 1987.

BROTHESTONE, S; WHITE, I. M. S.; MEYER, K. Genetic modeling of daily milk yield using orthogonal polynomials and parametric curves. **Animal Science**, v.70, p.407-415, 2000. .

CARVALHO, L. O. D. M.; LOURENÇO JÚNIOR, J. B. 2001. Produção leiteira de bubalinos como opção para a Amazônia; In: SEMINÁRIO DE ZOOTECNIA DA FACULDADE DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS DO PARÁ, 1. 2001, Belém. **Resumos....** Belém: FCAP, 2001. p.61-69.

COSTA, C. N.; MELO, C. M. R.; MACHADO, C. H. C. *et al.* Avaliação de funções polinomiais para ajuste da produção no dia de controle de primeiras lactações de vacas Gir com modelos de regressão aleatória. In: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 39., 2002, Recife. **Anais...** . Recife: SBZ, 2002, (CD-ROM).

CHAVES, L. C. S: **Avaliação Da Persistência De Lactação Em Vacas Girolando Sob O Modelo De Regressão Aleatória.**2005,95f. (Mestrado em zootecnia)- Universidade Federal de Viçosa, MG, 2005..

COBUCI, J. A. **Uso de modelos de regressão aleatória na avaliação da persistência na lactação de animais da raça Holandesa.** 2002 99 f. Tese (Doutorado em Zootecnia) – Universidade Federal de Viçosa, MG, 2002.

COSTA, C. N. **Genetic relationships for milk and fat yields between Brazilian and United States Holstein cattle populations.** Cornell University, 1998. 175 f. Thesis (Doctor of Philosophy) - Ithaca (NY), 1999.

FISCHER, T. M, J. ;VAN DER WERF, R. G. Banks and A. J. Ball. Description of lamb growth using random regression on field data **Livestock Production Science**, v.80, n.1. p.25-32, 2004.

EL FARO, L.; FRIES, L. A.; ALBUQUERQUE, L. C. Estimação de parâmetros genéticos para produção no dia do controle através de regressão aleatória. IN: REUNIÃO ANUAL DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, 36., 1999, Rio Grande do Sul. **Anais...** Rio Grande do Sul: Sociedade Brasileira de Zootecnia, 1999. p.132.

FAO (Food and Agriculture Organization). Disponível em: <<http://apps.fao.org/cgi-bin/nph-db>> 1999. Acesso em: 16/07/2005

FAO. **O Búfalo.** Brasília: Ministério da Agricultura/SP Associação Brasileira de Criadores de Búfalo). p.149-161. 1991,FAO.(Série Produção Animal e Saúde).

FIRAT, M.Z.;THEOBALD, C.M.; THOMPSON, R. Univariate analysis of test day milk yields of British Holstein - Friesian Heifers using Gibbs Sampling. **Acta Agriculture Scandinave**, v.47, n.4, p. 213-220, 1997.

HENDERSON, C. R., Analysis of covariance in the mixed model: higher level, nonhomogeneous, and random regressions. **Biometrics**, v. 38, p. 623-640. 1982

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. **Journal Dairy Science**, v.80, n.6, p.1217-1226. 1997.

JAMROZIK, J.; SCHAEFFER, L. R. Estimates of genetic parameters for a test day model with random regression for yield traits of first lactation Holstein. **Journal of Dairy Science**, v.80, n. 4, p. 762-770, 1997.

JAMROZIK, J.et.al. Comparison of possible covariates for use in a random regression model for analyses of test day yields. **Journal of Dairy Science**, v. 80, n.8, p.2550-2556, 1997

KETTUNEN, A.; MÄNTYSAARI, E. A.; POSO, J. Estimation of genetic parameters daily milk yield of primiparous Ayrshire cows by random regression "test-day" models. **Livestock Production Science**, v. 66, p.251-261, 2000.

KIRKPATRICK, M.; HECKMAN, N. A quantitative genetic model for growth, shape, reaction norms, and other infinite-dimensional characters. **Journal Mathematic Biological.**, v. 27, p. 429-450, 1989.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics**, v. 24, n.3, p.979-993, 1990.

KIRKPATRICK, M.; LOFSVOLD, D.; BULMER, M. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. **Genetics**, v.124, n.3, p.979-993.1990 .

LIUZ.; REINHARDT, F.; REENTS, R. Parameters estimates of a random regression test day model for first three lactation somatic cell scores Proceeding International Workshop on Genetic Improvement of Funcional Traits in Cattle. **Interbull Bull.** v.26, p.61-65, 2001.

MEYER, K. 2004. Scope for a random regression model in genetic evaluation of beef cattle for growth. **Livestock Production Science**, v. 86, p. 69-83, 2004.

MEYER, K.; HILL, W. G. Estimation of genetic and phenotypic covariance functions for longitudinal or "repeated" records by restricted maximum likelihood. **Livestock Production Science**, v. 47, n. 3, p. 185-200, 1997.

MRODE R. A.; SWANSON, G. J. T. Estimation of genetic parameters for somatic cell count in the first three lactations using random regression, **Livestock Production Science**, v.79, n.2-3, p.239-247. 2003.

MARQUES, J. R. F. **Criação de búfalos**. Brasília: EMBRAPA –SPI: Belém: EMBRAPA-CAPTA, 1998 141P. (Coleção Criar, 5) .

MATTOS, J.C.A. . **Patrimônio genético do rebanho bubalino brasileiro**. São Paulo, Associação Brasileira de Criadores de Búfalos. 1992. 29p

OLORI, V.E et al. Estimating variance components for test day milk records by restricted maximum likelihood with a random regression animal model. **Livestock Production Science**, v. 61, n. 53, p. 63, 1999..

O BÚFALO. Brasília: FAO, 1991. P.149-161. .(Série Produção Animal e Saúde).

PTACK, E.; SCHAEFFER, L. R.. Use of test day yields for genetic evaluation of dairy sires and cows. **Livestock Production Science**, v. 34, n.1, p.23-34. 1993.

RAMOS, Alcides de Amorim ET AL. (coord.); PROMEBUL – **Sumário de touros bubalinos**. Coordenador; - Botucatu: PROMEBUL/ UNESP/FMVZ , 2004. 37p. (Boletim técnico; n. 2)

REKAYA, R.; CARABANO, M.J.; TORO, M.A. Use of test day yields for the genetic evaluation of production traits in Holstein-Friesian cattle. **Livestock Production Science**, v. 57, n. 3: p.203-217, 1999.

RESENDE, M. D. V.; REZENDE, G. D. S. P.; FERNANDES, J. S. C. 2001. Regressão aleatória e funções de covariância nas análises de medidas repetidas. **Revista de Matemática e Estatística**, v.19, p. 21-40, 200

SAS INSTITUTE INC. **SAS/STAT**[®] user's guide, version 6. 4.ed. Cary, NC: 1990. v. 1, 943 p.

SCHENKEL, F.S, et.al. Random regression analyses of feed intake of individually tested beef steers **Livestock Production Science**, v.79, n.6, p. 1568-1665.2004

SCHAEFFER, L.R., JAMROZIK, J. Multiple-trait prediction of lactation yields for dairy cows. **Journal of Dairy Science**., v. 79, n. 11, p. 2044-2055, 1996.

STRABEL, T., MISZTAL, I. Genetic parameters for first and second lactation milk yields of Polish black and white cattle with random regression “test-day” models. **Journal of Dairy Science**, v. 82, n.12, p. 2805-2810, 1999.

SWALVE, H.H. The effect of test day models on the estimation of genetic parameters and breeding values for dairy yield traits. **Journal of Dairy Science**, v.78, n.4. p 929-938, 1995.

SCHAEFFER, L. R. Aplicação de random regression models in animal breeding **Livestock Production Science**, v. 86, p. 35 - 45, 2004.

SAKAGUTI, E.S. **Funções de covariância e modelos de regressão aleatória na avaliação genética do crescimento de bovinos jovens da raça Tabapuã**. 2000. 81 f. Tese (Doutorado)- Universidade Federal de Viçosa. 2000.

SCHAEFFER, L. R.; DEKKERS, J. C. M. Random regression in animal models for test day production in dairy cattle. In: WORLD CONGRESS GENETIC APPLIED LIVESTOCK PRODUCTION, 5, Guelph, ON, Canada, **Proceedings...** Guelph, 1994. p. 443-446..

TSURUTAA,S. et.al. Modeling final scores in US Holsteins as a function of year of classification using a random regression model **Livestock Production Science**,v.91, n.3 p.199-207 ,2004.

TONHATI, H. et.al . Parâmetros genéticos para a produção de leite, gordura e proteína em bubalinos, **Revista Brasileira de Zootecnia**. v 29,.n.6, p.2051-2056, 2000.

TONHATI, H.; MUÑOZ, M. F. C.; J. DUARTE, M. C.;, et al. Critérios de seleção para a produção de leite em bubalinos criados no estado de São Paulo, Brasil, REUNIÃO

BRASILEIRA DE ZOOTECNIA, SANTA MARIA. In: **ANAIS...** Santa Maria: SBZ, 2003, cd-room.

VAN DER WERF, J. H. J.; GODDARD, M. E.; MEYER, K. The use of covariance functions and random regression for genetic evaluation of milk production based on test day records. **Journal of Dairy Science**, v 81, n 12, p.3300-3308, 1998.

VAZ, F.N et al. Estudo da carcaça e da carne de bubalinos Mediterrâneo terminados em confinamento com diferentes fontes de volumoso **Revista Brasileira de Zootecnia**, v.32, n.2, p.393-404, 2003.

WILMINK, J. B. M. Efficiency of selection for different cumulative milk, fat and protein yields in first lactation. **Livestock Production Science**, v.17, n.3, p211-224. 1987.