

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE MEDICINA VETERINÁRIA E ZOOTECNIA
CÂMPUS DE BOTUCATU

**AVALIAÇÃO GENÉTICO-QUANTITATIVA DE
CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS EM ÉGUAS DA RAÇA
PURO-SANGUE INGLÊS**

RODRIGO ZAIDEN TAVEIRA

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Área de Concentração: Nutrição e Produção Animal, como parte das exigências para a obtenção do Título de DOUTOR EM ZOOTECNIA.

Botucatu – São Paulo
Novembro - 2004

UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA
FACULDADE DE MEDICINA VETERINÁRIA E ZOOTECNIA
CÂMPUS DE BOTUCATU

**AVALIAÇÃO GENÉTICO-QUANTITATIVA DE
CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS EM ÉGUAS DA RAÇA
PURO-SANGUE INGLÊS**

RODRIGO ZAIDEN TAVEIRA

Zootecnista

Orientador: Prof. Dr. Marcílio Dias Silveira da Mota

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Zootecnia, Área de Concentração: Nutrição e Produção Animal, como parte das exigências para a obtenção do Título de DOUTOR EM ZOOTECNIA.

Botucatu – São Paulo

Novembro - 2004

PRECE ÁRABE

Deus, não consintas que eu seja o carrasco que sangra as ovelhas, nem uma ovelha nas mãos dos algozes. Ajuda-me a dizer sempre a verdade na presença dos fortes, e jamais dizer mentiras para ganhar os aplausos dos fracos.

Meu Deus! Se me deres a fortuna, não me tires a felicidade; se me deres a força, não me tires a sensatez; se me for dado prosperar, não permita que eu perca a modéstia, conservando apenas o orgulho da dignidade. Ajuda-me a apreciar o outro lado das coisas, para não enxergar a traição dos adversários, nem acusá-los com maior severidade do que a mim mesmo. Não me deixes ser atingido pela ilusão da glória, quando bem sucedido e nem desesperado quando sentir insucesso. Lembra-me que a experiência de um fracasso poderá proporcionar um progresso maior. Ó Deus! Faze-me sentir que o perdão é maior índice da força, e que a vingança é prova de fraqueza. Se me tirares a fortuna, deixa-me a esperança. Se me faltar a beleza da saúde, conforta-me com a graça da fé. E quando me ferir a ingratidão e a incompreensão dos meus semelhantes, cria em minha alma a força da desculpa e do perdão. E finalmente Senhor, se eu Te esquecer, te rogo mesmo assim, nunca Te esqueças de mim!

À Deus

pelo dom da vida e pelas oportunidades maravilhosas que me são oferecidas na luta diária de me tornar um ser humano melhor,

AGRADEÇO

Aos meus pais **Fúlvio e Vera**,

por todo o amor, incentivo e compreensão, levando-me a conquistar com dignidade e responsabilidade os meus ideais.

Aos meus irmãos **Leandra e Eugênio**,

pelo carinho, apoio e incentivo.

DEDICO

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. **Marcílio Dias Silveira da Mota** pela orientação, compreensão, ensinamentos e estímulos à aquisição de novos conhecimentos.

Ao Prof. Dr. **Henrique Nunes de Oliveira** pela atenção, auxílio nas análises estatísticas e pelas valiosas contribuições ao longo do curso.

À querida amiga **Cyntia** pela linda amizade e carinho, pelos risos e palavras sábias nos momentos difíceis.

Ao amigo **Anderson** pelo companheirismo e ajuda nas análises estatísticas, os quais foram importantes para a realização deste trabalho.

Aos amigos e companheiros de Pós-graduação **Adriana, André (Splinter), Elaine (Nani), Leonardo (Biela), Mirella, Miriani, Sandra, Talita e Vanessa**, pelos momentos alegres e pela ajuda nesta caminhada.

Aos meus amigos, **Adriana, Bruno, Isabel, Luís, Ray e Rodrigo**, que mesmo à distância, compactuaram comigo mais este objetivo alcançado.

Aos **Professores e Funcionários** do Departamento de Melhoramento e Nutrição Animal pela agradável convivência e amizade.

À **Carmem e Seila** pela atenção, amizade e eterno bom humor e carinho com que sempre me receberam na seção de Pós-graduação.

A **todos**, que de alguma forma contribuíram para a realização deste trabalho.

SUMÁRIO

CAPÍTULO 1	8
1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS.....	9
1.1 EFICIÊNCIA REPRODUTIVA.....	10
1.3 PERÍODO DE GESTAÇÃO.....	13
1.4 INTERVALO DE PARTOS.....	15
1.5 IDADE AO PRIMEIRO PARTO.....	16
1.6 ESTIMAÇÃO DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA – ML	18
1.7 INFERÊNCIA BAYESIANA.....	20
1.8 DADOS CENSURADOS	23
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	26
CAPÍTULO 2	34
AVALIAÇÃO GENÉTICO-QUANTITATIVA DE CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS.....	35
RESUMO	35
ABSTRACT	36
INTRODUÇÃO	37
MATERIAL E MÉTODOS.....	38
RESULTADOS.....	40
DISCUSSÃO.....	45
CONCLUSÃO	52
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	53
CAPÍTULO 3	57
COMPARAÇÃO ENTRE TRÊS METODOLOGIAS PARA AVALIAR A IDADE À PRIMEIRA CONCEPÇÃO EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS	58
RESUMO	58
ABSTRACT	59
INTRODUÇÃO	60
MATERIAL E MÉTODOS.....	61
RESULTADOS E DISCUSSÃO	63
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	74
CAPÍTULO 4	76

IMPLICAÇÕES 77

1. CONSIDERAÇÕES INICIAIS

Estima-se que o uso do cavalo ocupe diretamente mais de 500 mil pessoas no Brasil, constituindo importante cadeia do agronegócio nacional, com forte inter-relação com setores ligados ao lazer, cultura e turismo (Guerra, 2003).

Ao contrário de outras espécies domésticas, os eqüinos foram selecionados durante épocas remotas pelo seu rendimento nos desportos eqüestres, não se dispensando a devida atenção às características ligadas à fertilidade (Phillips, 1977).

Os cavalos vêm se adaptado durante milhões de anos no sentido de criar um modelo de reprodução que assegure sua sobrevivência na natureza. Entretanto, a domesticação exerceu forte influência sob seu desempenho reprodutivo, refletindo em pouca ou nenhuma pressão de seleção sobre a fertilidade, sendo que o desempenho dos cavalos é que dita os acasalamentos (Reproductive, 2004), especialmente em raças como Puro-Sangue Inglês.

Conseqüentemente, os eqüinos apresentam baixo desempenho reprodutivo quando comparados a outras espécies de interesse zootécnico. Esta baixa fertilidade pode estar relacionada à disfunção hormonal, diversas infecções genitais nas éguas e práticas errôneas de manejo das fêmeas antes da estação natural de monta, constituindo-se em fatores limitantes ao melhor desempenho reprodutivo nesta espécie (Sullivan *et al.*, 1975). Estes fatores são ainda mais preponderantes em se tratando das raças destinadas ao esporte, já que possuem manejo bastante diferenciado daquelas direcionadas apenas para as atividades de cria (Jackson, 1971).

A seleção com base em resultados de avaliações genéticas é de extrema importância para o melhoramento genético de eqüinos, entretanto, para a maioria das características que são analisadas nestas avaliações, utiliza-se modelos lineares, em que se supõe distribuição normal, tanto dos valores genéticos, como do resíduo.

Sendo assim, o método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) vem sendo comumente utilizado para a obtenção de estimativas dos componentes de variância e covariância necessários para a estimação dos parâmetros genéticos. Entretanto, tem sido observado diversas vezes que a presença de animais com valores discrepantes para algumas características faz com que a distribuição de determinadas características não se enquadre adequadamente na forma da distribuição normal (Korsgaard *et al.*, 1999). Assim, a análise Bayesiana aparece como alternativa de grande flexibilidade, tanto em

relação aos modelos que podem ser utilizados nas análises (Gianola, 2000), quanto em relação às inferências que podem ser realizadas a partir dos resultados (Blaso, 2001).

Além disso, no Brasil, devido à existência do ano hípico para a raça Puro-Sangue Inglês (espaço de 12 meses compreendido entre 1º de julho e 31 de junho), os dados reprodutivos são geralmente truncados, já que os criadores tentam obter produtos nascidos no começo do ano hípico, a fim de aproveitarem a vantagem competitiva (animais mais desenvolvidos, maduros e treinados) destes em relação aos animais nascidos mais tardiamente no mesmo ano hípico (Cunningham, 1991).

Embora os modelos lineares comumente utilizados não tratem de maneira adequada as informações geradas por este tipo de manejo, podendo mascarar os resultados das análises, são largamente utilizados nas avaliações genéticas devido a sua fácil interpretação. Assim, alguns modelos lineares têm sido propostos para características que apresentam informações censuradas (Korsgaard *et al.*, 1999; Sorensen *et al.*, 1998). Estas informações ocorrem quando apenas parte da vida produtiva do animal é conhecida. O fato de não se considerar os dados censurados em análises estatísticas pode provocar severa distorção das inferências (Sorensen *et al.*, 1998).

1.1 Eficiência Reprodutiva

A eficiência reprodutiva em um rebanho pode ser analisada tendo como base diferentes maneiras. No caso dos eqüinos, que dentre as espécies domésticas de exploração zootécnica possuem menor eficiência reprodutiva, pode-se destacar o número de fêmeas acasaladas por garanhão, taxa de nascimento, intervalo de partos, histórico da vida reprodutiva e intervalo de gerações, como determinantes desta eficiência (Zwolinsky, 1961).

De acordo com Jeffcott *et al.* (1982), a maior razão para a reduzida taxa de nascimento de potros vivos em animais da raça Puro-Sangue Inglês é a baixa taxa de concepção, a qual pode estar relacionada com problemas de fertilidade das éguas ou dos garanhões, resultado de falhas na fertilização ou perdas embrionárias precoces. No entanto, se o manejo reprodutivo e a fertilidade do garanhão encontram-se em níveis adequados, a morte embrionária constitui-se na maior causa da ineficiência reprodutiva (Ball, 1993).

A taxa de prenhez, definida como o (número de fêmeas diagnosticadas prenhes / pelo número de éguas do rebanho) x 100, também é freqüentemente utilizada como indicador da eficiência reprodutiva do plantel (Ginter, 1979). Entretanto, seu uso é mais significativo para calcular o número de ciclos de estro servido que cada égua precisa para tornar-se prenhe e produzir um potro, incluindo indiretamente informações sobre a eficiência da criação, fertilidade do garanhão e práticas de manejo. Taxas de concepção por ciclo estral foram calculadas por Butterfield *et al.* (1964) em 52,5% para primeiro e segundo estro servido e 45,5% para terceiro estro servido, e por Sanderson e Allen (1987) em 53,3%.

Hugason *et al.* (1985) definem a taxa de concepção e a taxa de fertilidade aparente, respectivamente como a razão entre o número total de éguas que concebem pelo número total de éguas acasaladas e o número de éguas que pariram potros vivos pelo número de éguas acasaladas.

Em relação à idade das éguas, considera-se ter grande influência sobre a eficiência da criação. Taxas de prenhez em éguas a partir de 14 anos são menores do que em fêmeas mais jovens. A ocorrência de abortos também aumenta em éguas a partir de 15 anos de idade (Sanderson e Allen 1987; Woods *et al.*, 1987).

Hugason *et al.* (1985), avaliando alguns parâmetros demográficos e de fertilidade em cavalos islandeses, comentam que esta última foi significativamente afetada pela idade. Neste estudo, as fêmeas com idade inferior a seis anos e superior a 19 anos tiveram fertilidade menor do que aquelas com idades intermediárias. A taxa de fertilidade média medida pela concepção foi de 82,5%, a taxa de fertilidade aparente média foi de 81,06% e a taxa de produtividade numérica (número de potros vivos antes do período do verão em relação ao número de éguas acasaladas) foi de 78,00%. Segundo estes mesmos autores, esses resultados podem refletir o fato das éguas de cria serem usualmente mantidas sob condições extensivas de criação, onde alguns dos parâmetros de fertilidade podem ser estimados com pouca acurácia.

A taxa de nascimento em equinos é um parâmetro bastante utilizado para descrever o desempenho reprodutivo do rebanho. Uphaus e Kalm (1993) consideraram a taxa de nascimento como sendo a porcentagem de potros nascidos em relação a todas as éguas acasaladas em uma mesma estação. Esses autores constataram aumento na taxa de nascimento de 54,6% para 56,7% durante os anos de 1981 e 1987, chegando a 61,4% em 1991. Este acréscimo nas taxas de nascimento pode ser explicado pela intensificação do uso da inseminação artificial a partir de 1986. Klemetsdal e Johnson (1989) observaram taxa de nascimento da ordem de 61,6% em Trotadores

Noruegueses, bastante similar a encontrada na população de Hanoveranos estudada por Uphaus e Kalm (1993).

O objetivo de qualquer fazenda de criação deve ser conseguir éguas paridas tanto quanto possível, mantendo sua capacidade em parir um potro vivo em intervalos adequados. Fazendas de criação de Puro-Sangue Inglês bem administradas mantiveram a percentagem de nascimentos em cerca de 70% por cobertura. A meta principal destas fazendas é maximizar o número de potros nascidos, entretanto, os bons números de eficiência não significam que o retorno econômico esteja maximizado (Reproductive, 2004).

Nesse sentido, o conhecimento dos parâmetros genéticos em um rebanho é extremamente importante, já que possibilita avaliar o estágio em que se encontra determinada fase da atividade, diagnosticar pontos de estrangulamento e projetar melhorias tecnológicas, além de nortear esquemas de seleção dentro dos rebanhos.

1.2 Idade à Primeira Cobertura

As estimativas da idade à puberdade são amplamente variáveis devido as diferentes definições e métodos de detecção. Detecções mais precoces são baseadas em observações do comportamento do estro, o que parece ocorrer na maioria das espécies anteriormente ao primeiro acasalamento. Muitas falhas podem ocorrer na tentativa de se acasalar os animais pela primeira vez tão logo detectado a puberdade. Estas falhas, entretanto, não parecem estar totalmente claras se ocorrem devido a estimulações endócrinas inadequadas, inexperiência social ou falta de oportunidade no grupo natal (Asa, 2002).

Estimativas posteriores da puberdade são baseadas em observações do primeiro aniversário, subtraindo-se o período de gestação para ter-se a idade à primeira concepção. É observado que até mesmo depois do período de estro, tenta-se os acasalamentos, entretanto, estas tentativas são usualmente inférteis. Portanto, a idade à primeira concepção pode ser consideravelmente maior do que a idade do primeiro estro observado ou acasalamento (Asa, 2002).

Na indústria do Puro-Sangue Inglês, apesar da idade à primeira cobertura afetar diretamente os custos de criação de um haras, não vem recebendo a devida atenção nos programas de melhoramento genético, diminuindo, portanto, a eficiência geral do sistema. Esta característica é altamente dependente de fatores ambientais, sendo a intenção dos criadores decisiva no momento em que um animal vai acasalar pela primeira vez.

De acordo com Asa (2002), os eqüinos usualmente encontram-se na ocasião da primeira cobertura por volta dos 36 a 48 meses de idade, e em raras ocasiões aos 24 meses de idade.

Amplitude de valores mais elevados foram encontrados por Valera et al. (2000), na raça Lusitana, registrando idade a primeira cobertura variando de 39 meses a 89 meses, com média de 71,7 meses. Entretanto, Singh *et al.* (2002), encontraram valores menores, com idade média à primeira cobertura de 51 e 52 meses, respectivamente, para as raças indianas Marwari e Kathiawari criadas a campo.

1.3 Período de Gestação

A duração do período de gestação em éguas, mensurado do acasalamento até a parição, tem sido objeto de estudo de diversos pesquisadores. Entretanto, como um serviço eficiente pode ocorrer até seis dias antes da ovulação, em alguns casos, é claro que o tempo de gestação deve, se possível, ser medido a partir da ovulação e não do acasalamento (Rophia *et al.*, 1969).

Embora o tempo decorrente de uma gestação não esteja diretamente associado com os custos de produção de um haras, seu estudo pode ser de extrema valia no preparo dos planos de criação.

De acordo com Marteniuk *et al.* (1998), a duração média da gestação nas éguas é tipicamente de 340 dias, podendo variar de 300 a 400 dias. Este largo intervalo de tempo em que podem nascer os potros indica que a duração da gestação da égua pode ser altamente suscetível a fatores tanto internos quanto externos (Davies Morel *et al.*, 2002).

A idade dos reprodutores, ano e mês de nascimento, estação de acasalamento, sexo do produto, raça e nível nutricional, são fatores que devem ser considerados no estudo da duração do período de gestação (Marteniuk *et al.*, 1998).

O período de gestação das éguas também é influenciado pelo genótipo do feto e pelo ambiente da mãe. (Rossdale *et al.* 1967). A herdabilidade deste período foi estimada em 36% por Rollins e Howell (1951), corroborando com os resultados de Mota e Taveira (2003), que encontraram estimativa de herdabilidade de 0,37 e repetibilidade de 0,30 para o período de gestação em éguas da raça Puro-Sangue Inglês no Brasil.

Estudos desenvolvidos por Uppenborn (1933), Mauch (1937), Zwolinski (1961), Rophia *et al.* (1969) e Hura *et al.* (1997) demonstraram que o período de gestação é maior quando o produto é macho, concordando com os resultados obtidos por Marteniuk *et al.* (1998), que encontraram gestação de 344,4 dias para os machos e 342,2 dias para as fêmeas, em éguas Standarbred. Entretanto, Rollins e Howell (1951), estudando o período de gestação de 186 éguas Árabes e Arora *et al.* (1983), não observaram diferença significativa relacionada ao sexo do produto.

Avaliando informações de 758 éguas Puro-Sangue Inglês no Brasil, Abrahão *et al.* (2001) encontraram duração média de $336 \pm 8,26$ dias para o 1º período de gestação, com mínimo de 310

dias, máximo de 374 dias, sendo que 80% das gestações ocorreram até 341 dias. Valores próximos foram relatados por Haudi (1966) e Valência e Gonzales (1976) e Arora *et al.* (1983) em éguas indianas, mexicanas e australianas (337, 335 e 335, respectivamente). Por outro lado, são superiores aos relatados por Zúccari *et al.* (2002) em éguas da raça Pantaneira no Brasil (327 dias).

Estudos focando o reprodutor utilizado nas coberturas também merecem especial atenção quando se pretende estudar o período de gestação das éguas, uma vez que sua duração para fêmeas acasaladas a garanhões específicos pode ser um critério a mais na seleção de reprodutores. Isto porque quando uma égua reproduz tardiamente em uma estação de monta, mas mesmo assim o criador deseja acasalá-la durante esta mesma estação, a escolha de um garanhão associada à duração de gestações mais curtas pode ser vantajosa (Marteniuk *et al.*, 1998).

Howell e Rollins (1951), Zwolinski (1961) e Marteniuk *et al.* (1998) também encontraram efeito significativo do reprodutor no período de gestação das fêmeas, enquanto Detkens (1963), Arora *et al.* (1983) e El-Wishy *et al.* (1990) não encontraram tal significância.

Rollins e Howell (1951), trabalhando com eqüinos no hemisfério Norte, observaram que a estação de acasalamento foi o fator que mais influenciou o período de gestação das éguas. De acordo com estes autores, as gestações ocorridas de acasalamentos no período de dezembro a maio foram 10,4 dias mais longas do que as de acasalamentos ocorridos de junho a novembro. Estes mesmos autores dividiram o ano em quatro estações, e puderam constatar que a variação do mês dentro da estação não contribuiu significativamente no período de gestação das éguas.

Estudando éguas Árabes no Egito, Hura *et al.* (1997) observaram que as gestações com períodos maiores ocorreram nos partos de inverno, justificando que as éguas parecem capazes de adaptar o tempo de gestação para que as partições tendam a ocorrer já na primavera, o que pode ser importante para a sobrevivência da espécie.

O efeito da idade dos pais também tem recebido especial atenção em estudos envolvendo o período de gestação das éguas. Zwolinski (1961) encontrou aumento de 0,1 dia na duração da gestação para cada aumento de 1 ano na idade da égua.

Mungalov *et al.* (1960) evidenciaram que a maioria dos melhores produtos eram proveniente de éguas e garanhões entre sete e quatorze anos de idade, com gestações de 343,2 dias em média. Estes mesmos autores reportaram que éguas mais novas apresentam gestações com períodos mais longos do que as mais velhas, quando acasaladas com garanhões da mesma idade. Entretanto, Flade e Frederich (1963) observaram que éguas com dois e três anos de idade apresentaram gestações com períodos mais curtos do que as mais velhas. Por outro lado, Hura *et al.* (1997) não encontraram significância da idade das éguas sobre o período de gestação, o que é

confirmado pelo fato de o tempo de gestação não estar relacionado com um número sequencial na vida da mãe.

Witt (1961), analisando dados de Puro-Sangue Inglês e Trotadores na Rússia ao longo de 100 anos, concluíram que 5% das éguas com períodos de gestação consideravelmente maior que o da média da população, exibiram progressivo aumento na duração da gestação e continuaram a produzir progênes acima dos 20 anos de idade. As éguas (65%) cuja duração da gestação aproximou-se à média da população apresentaram declínio no período de gestação a partir dos 15 anos de idade. O grupo remanescente, que apresentou esse período menor do que a média da população apresentou menor fertilidade e produtividade de qualquer modo.

Em relação às perdas gestacionais, são maiores durante a primeira metade da gestação, mas nenhum “período crítico” foi definido. Um total de perdas gestacionais de 10 - 12% é frequentemente citado na indústria do Puro-Sangue Inglês. Estes dados são provavelmente corretos para perdas fetais, mas não considera perdas embrionárias. Muitas dessas perdas embrionárias resultarão no retorno ao cio da égua em 21 dias e serão erroneamente determinadas como tendo surgido de falhas na concepção (Reproductive, 2004).

Em se tratando de estudos sobre o período de gestação em éguas, o efeito do fotoperíodo em conjunto com a nutrição e fatores climáticos, também devem ser considerados (Hodge *et al.*, 1982).

1.4 Intervalo de Partos

O intervalo de partos corresponde ao período de tempo compreendido entre duas partições consecutivas, incluindo os períodos do parto até o aparecimento do primeiro cio, do primeiro cio até a concepção e, finalmente, a duração da gestação (Mercadante, 1995). Esta característica constitui importante componente na estimação da eficiência reprodutiva, apresentando grande influência sobre o retorno econômico e o melhoramento genético em função de seus efeitos no intervalo de gerações e na intensidade de seleção (Mattos e Rosa, 1984).

Entre as espécies domésticas, a égua possui a capacidade de apresentar estro fértil poucos dias após a partição. A principal vantagem deste fenômeno (cio do potro) parece ser a manutenção de um intervalo de partos de 12 meses (Lowis e Hyland, 1991). Segundo este autor, em virtude do desenvolvimento das atividades envolvendo os cavalos, há maior pressão em se ter o máximo possível de éguas prenhes dentro da estação de acasalamento. Neste sentido, procura-se cobrir éguas no primeiro cio pós-parto ou cio do potro. Considerando-se a média de gestação das fêmeas

Puro-Sangue Inglês de 340 dias (Ginther, 1979; Loy, 1980) e a possibilidade de nova prenhez logo nos primeiros dias pós-parto, obter-se-ia intervalo de partos de 12 meses (Lowis e Hyland, 1991).

Sendo assim, a maioria dos criatórios deseja acasalar as éguas no cio do potro. Não se pode deixar de reconhecer, dentro das fazendas de criação comercial, a penalidade financeira para potros nascidos mais tarde do que períodos aceitos como normais. Sem os acasalamentos no cio do potro pode ser difícil manter um intervalo de partos de 365 dias em alguns casos. Além disso, clientes com éguas de cria nas fazendas às vezes pagam altos custos de manutenção e pressionam os gerentes para tornar as éguas prenhes e retorná-las para casa o quanto antes. Além disso, muitas vezes os gerentes das fazendas não “resistem” a tentação de acasalar as éguas no cio do potro apesar de saberem que as éguas neste cio ovulam rapidamente, e estarem cientes dos problemas potenciais (Reproductive, 2004).

A taxa de concepção na ocasião do cio do potro apresenta-se menor do que nos cios subseqüentes (Lieux 1973; Tolksdorff *et al.* 1976; Ginther 1979; Loy 1980) devido a diversas razões incluindo o anestro em função da lactação. Resultados de diversos estudos também têm mostrado que as taxas de aborto são maiores em prenhezes ocorridas no cio do potro, em detrimento das ocorridas em estros subseqüentes (Lieux, 1973; Tolksdorff *et al.*, 1976; Ginther 1979; Loy, 1980), colocando em dúvida a eficiência deste cio.

Em resumo, os aspectos positivos nos acasalamentos do cio do potro são o decréscimo do intervalo de partos e todos os benefícios advindos. O aspecto negativo que pode deve-se reconhecer é o aumento na mortalidade embrionária precoce. (Reproductive, 2004).

Meregalli e Valzania (1984) encontraram 468 dias de intervalo de parto em éguas Haflings, enquanto Singh *et al.* (2002), investigando aspectos de características reprodutivas nas raças indianas Marwari e Kathiawari, encontraram valores de 535 ± 41 e 567 ± 41 dias, respectivamente. Segundo estes autores, partições que ocorreram a partir de setembro apresentaram valores mais elevados de intervalo de partos, juntamente com éguas de primeira e segunda partição.

1.5 Idade ao Primeiro Parto

A idade ao primeiro parto constitui-se em característica de grande interesse dentro do processo de produção, já que retrata o início do processo reprodutivo e produtivo da fêmea, com reflexos expressivos nos aspectos econômicos e de melhoramento genético do rebanho. Idades precoces ao primeiro parto antecipam a etapa produtiva, provocando a rápida recuperação do investimento em manutenção e alimentação, aumentam a vida útil, possibilitam maior intensidade de seleção nas fêmeas, além de reduzirem o intervalo de gerações (Nájera Ayala, 1990).

Esta característica tem despertado grande interesse como medida do desempenho reprodutivo das éguas. Neste sentido, Abrahão *et al.* (2001) objetivando estudar o comportamento de características reprodutivas em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, encontraram idade ao primeiro parto variando de 3 a 14 anos, com média de 5 anos e 266 dias, e desvio padrão de 1 ano e 149 dias.

Valera *et al.* (2000), conduzindo estudos genéticos dos parâmetros reprodutivos de importância nos esquemas de conservação e melhoramento em eqüinos da raça Lusitano, verificaram que a idade ao primeiro parto das éguas ocorre entre aos 50 e 100 meses, situando-se a média da amostra em 82,7 meses. Valores mais elevados foram encontrados por Langlois (1976), para animais da raça Puro-Sangue Inglês, apresentando idade ao primeiro parto próxima a 96 meses de idade, justificando-se este valor pelo fato de que os garanhões e éguas corredoras só entrarem para cobrição depois de um período de carreira desportiva de 2 a 4 anos.

Fuentes *et al.* (1990) encontraram para raça Árabe idade ao primeiro parto de 76,1 meses, diferindo dos resultados de Parés (1995) em animais da raça Bretão Ceretano, os quais apresentaram idade ao primeiro filho entre 48 e 60 meses de idade, justificado pelo fato destes animais não serem normalmente utilizados para atividades eqüestres.

Singh *et al.* (2002) reportaram idade média à primeira cobertura de 51 e 52 meses e idade média a primeira parição de 61 e 62 meses, respectivamente, para as raças indianas Marwari e Kathiawari criadas a campo. Estes resultados apresentam-se menores que os encontrados por Hevia (1995), em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, enquanto Meregalli e Valzania (1984) constataram idade a primeira parição de 48 meses em Haflings.

A resposta à seleção realizável em um período de tempo definido depende diretamente da intensidade de seleção, acurácia dos valores genéticos, variâncias genéticas e intervalo de gerações. Desta forma, a acurácia da estimação dos valores genéticos depende não só do método utilizado, mas principalmente da quantidade de progênies por macho. Sendo assim, a intensidade de seleção depende do número de progênies disponível, o que é determinado pela taxa de parição e fertilidade das éguas e garanhões. O intervalo de gerações está finalmente sob controle dos criadores por meio da determinação da idade ao primeiro acasalamento dos animais, culminando na duração da vida reprodutiva (Uphaus *et al.*, 1993).

As éguas tendem a parir durante a noite, com ápice antes da meia-noite em Puro-Sangue Inglês (Rossdale e Short, 1967). Muitas pesquisas sugerem que os eqüinos usualmente parem pela primeira vez entre três e cinco anos de idade, sendo raras as partições aos dois anos de idade. Em populações em crescimento, a taxas médias de partições anuais por fêmea adulta são usualmente 0,6 – 0,8 (Saltz, 2002). Em populações de cavalos Przewalski a taxa anual de nascimento variou de 0,11 – 1,0 com média de 0,47 (Bouman, 1996).

1.6 Estimação de Máxima Verossimilhança – ML

A máxima verossimilhança é um método de estimação em estatística e áreas afins, o qual foi derivado por Hartley e Rao (1967) para estimação de componentes de variância. A estimação por Máxima Verossimilhança – ML (“Maximum Likelihood”) é conceitualmente simples: para um dado modelo de análise com a distribuição dos dados conhecida e parâmetros a serem estimados, obtém-se a função de verossimilhança como uma função densidade de probabilidade conjunta das observações no caso contínuo (Verneque, 1994).

As estimativas de máxima verossimilhança para um conjunto específico de dados são simplesmente os valores numéricos dos parâmetros para os quais a função de verossimilhança alcança seu máximo (Wright *et al.*, 2000). Os estimadores correspondentes são chamados de estimadores de máxima verossimilhança. Na prática, de maneira geral, por facilidades operacionais ou computacionais, maximiza-se o logaritmo da função de verossimilhança (Meyer, 1988).

A função de máxima verossimilhança para β e $u = [u'_1, u'_2, \dots, u'_m]'$ pode ser escrita à semelhança da função de densidade de probabilidade conjunta de $y = [y'_1, y'_2, \dots, y'_m]'$ e u , ou seja:

$$\begin{aligned} L(\beta, u | y, G, R) &= \rho(y, u | \beta, G, R) \\ &= \rho(y | \beta, u, R) \rho(u | G) \\ &\propto |R|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}(y - X\beta - Zu)' \Sigma^{-1} (y - X\beta - Zu)\right\} \\ &\quad X |G|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}u'G^{-1}u\right\}, \end{aligned}$$

onde $X = [X'_1, X'_2, \dots, X'_m]$, $Z = D\{Z_j\}$, matriz bloco diagonal de dimensões $(n \times mq)$;

$R = D\{R_j\}$, matriz bloco diagonal de dimensões $(n \times n)$, com $n = \sum_{i=1}^m n_i$; e

$G = D\{G\}$ matriz bloco diagonal de dimensões $(mq \times mq)$.

Tomando-se o logaritmo de $L(\boldsymbol{\beta}, \mathbf{u} | \mathbf{y}, \mathbf{G}, \mathbf{R})$, derivando-se e igualando-se o resultado a zero, obtém-se um sistema de equações idêntico a (1), portanto denominado de Equações de Modelos Mistos, a partir das quais podem ser obtidas as soluções:

$$\boldsymbol{\beta}^0 = \{\mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{X}\}^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{y},$$

Onde:

$$\mathbf{V}^{-1} = \mathbf{R}^{-1} - \mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z} + \mathbf{G}^{-1})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1} \text{ e } \hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}\mathbf{Z} + \mathbf{G}^{-1})^{-1}\mathbf{Z}'\mathbf{R}^{-1}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}^0)$$

Pode-se mostrar (Henderson, 1984) que a solução $\boldsymbol{\beta}^0$ obtida anteriormente é também uma solução de mínimos quadrados generalizados (GLS) para o modelo

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

onde $\boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{Z}\mathbf{u} + \mathbf{e}$, $\boldsymbol{\varepsilon} \sim N(0, \mathbf{V})$, com $\mathbf{V} = \mathbf{Z}\mathbf{G}\mathbf{Z}' + \mathbf{R}$

Uma interessante propriedade das soluções anteriormente apresentadas é que $\hat{\mathbf{u}}$ é o Melhor Preditor Linear Não-Viesado (BLUP) de \mathbf{u} , e $\mathbf{L}'\boldsymbol{\beta}^0$ é o Melhor Estimador Linear Não-Viesado (BLUE) de uma função estimável $\mathbf{L}'\boldsymbol{\beta}$.

A predição dos valores genéticos e a estimação de componentes de variância são essenciais nas análises envolvendo o melhoramento genético, sendo que o procedimento padrão de estimação/predição é o REML/BLUP (máxima verossimilhança restrita / melhor predição linear não viesada). Uma deficiência do procedimento REML/BLUP para a estimação/predição de componentes de variância/valores genéticos refere-se ao fato de que o método REML propicia intervalos de confiança apenas aproximados para os parâmetros genéticos, através do uso de aproximações e suposições de normalidade assintótica. Isto porque a distribuição e variância dos estimadores não são conhecidos e, assim, questões referentes à efetividade da seleção a ser praticada não podem ser respondidas com rigor (Resende, 2000).

Na estimação dos componentes de variância, o método da ML não reconhece a perda de graus de liberdade, resultante da estimação de efeitos fixos em um modelo misto. Tal desvantagem apresentada pelas técnicas de ML pode resultar em subestimação da variância do erro, ou seja, um vício na estimativa deste componente. Este vício, de acordo com Silva (1995) pode ser considerável se o número de equações independentes para os efeitos fixos for grande em relação ao número de observações. Salienta ainda, que as variâncias estimadas para quaisquer fatores aleatórios, com pequeno número de níveis, podem ser viesadas se o vício na variância do erro for grande.

Objetivando corrigir este problema, Patterson e Thompson (1971) introduziram a máxima verossimilhança restrita (REML), que tem sido, segundo Foulley (1993), o método preferido para estimação de componentes de variância de modelos lineares mistos em animais.

O método REML, leva em consideração os graus de liberdade necessários para a estimação dos efeitos fixos, sendo maximizada somente a porção da verossimilhança invariante aos efeitos fixos. Vários algoritmos REML têm sido utilizados em dados de melhoramento animal, sendo que a maior parte deles é iterativa e requer repetição da formação e manipulação das equações do modelo misto (Boldman e VanVleck, 1991).

Com base na evolução dos algoritmos “Expectation-Maximization (EM)”, o qual requer a inversão da matriz de coeficientes do modelo misto, aumentando sobremaneira a demanda computacional, em relação aos algoritmos livres de derivadas, componentes da técnica “Derivative Free Restricted Maximum Likelihood”, proposto por Smith e Graser (1986) menos oneroso em termos computacionais, Meyer (1988) estendeu o procedimento a modelos mais complexos, com efeitos genéticos diretos e maternos, covariâncias e efeitos aleatórios independentes, juntamente aos efeitos aleatórios residuais, desenvolvendo desta forma um sistema de programas para estimação de componentes de variância.

1.7 Inferência Bayesiana

A origem da Inferência Estatística Bayesiana ocorreu com o lançamento da obra “An Essay Towards Solving a Problem in the Doctrine of Chances”, título póstumo, de autoria do Reverendo Thomas Bayes. Esta obra foi publicada em 1763, por Richard Price, e apresenta o teorema denominado Teorema de Bayes (Murteira, 1990).

Gianola e Foulley (1982) introduziram os métodos Bayesianos no melhoramento animal para análises de características de limiar, e posteriormente Gianola e Fernando (1986) adicionaram outras possibilidades para a utilização das técnicas Bayesianas.

A análise Bayesiana baseia-se no conhecimento da distribuição a posteriori dos parâmetros genéticos e possibilita a construção de intervalos de confiança (melhor definido como intervalo de probabilidade ou intervalo de confiança Bayesiano) exatos para as estimativas dos parâmetros genéticos. Assim, esta análise propicia uma descrição mais completa sobre a confiabilidade dos parâmetros genéticos do que o método REML (Gianola e Fernando, 1986).

De acordo com Kendall e Buckland (1971), citados por Gianola e Fernando (1986) as definições para inferência e estimação bayesiana são:

Inferência Bayesiana – “Uma forma de inferência que considera os parâmetros como variáveis aleatórias possuidores de distribuições *a priori*, refletindo o estágio de conhecimento acumulado sobre tais parâmetros”.

Estimação Bayesiana – “Estimação de parâmetros populacionais pelo uso de métodos de probabilidade inversa”.

A abordagem Bayesiana requer atribuições para as distribuições *a priori* dos efeitos fixos e componentes de variância, como forma de caracterizar um conhecimento *a priori* vago sobre os efeitos e componentes (Gianola e Fernando, 1986). Segundo estes mesmos autores os métodos de probabilidade inversa baseiam-se no Teorema de Bayes o qual estabelece que, dado um vetor não observável θ e um vetor de dados observáveis y , com distribuição de densidade de probabilidade conjunta $p(y, \theta)$, da teoria básica de probabilidades tem-se que:

$$p(y, \theta) = p(y|\theta)p(\theta) = p(\theta|y)p(y)$$

onde $p(\theta)$ e $p(y)$ são as densidades de probabilidade marginais de θ e y , respectivamente.

Das igualdades acima pode ser obtido que:

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}$$

Com base no argumento que $p(y)$ não é uma função de θ , o teorema de Bayes é geralmente apresentado na forma:

$$p(\theta|y) \propto p(\theta)p(y|\theta) \quad (2)$$

onde:

$p(\theta)$ - densidade de probabilidade a priori de θ , a qual reflete o grau de conhecimento acumulado sobre os possíveis valores de θ , antes da obtenção de informações contidas em y ;

$p(y|\theta)$ - modelo amostral - função de verossimilhança $l(\theta|y)$, se visto como função de θ , com y fixo, que representa a contribuição de y ao conhecimento de θ ; e,

$p(\theta|y)$ - densidade de probabilidade a posteriori de θ , a qual inclui o grau de conhecimento prévio sobre θ “atualizado por informações adicionais” contidas em y ;

\propto - operador proporcional a;

A teoria bayesiana, portanto, baseia-se em probabilidades condicionais (Lee, 1989). De modo geral a idéia é, após considerar os dados y , a confiança inicial sobre um determinado

parâmetro θ irá depender da confiança posta na distribuição $p(\theta)$ adicionada da informação revelada pelos dados sobre cada valor possível de θ , ou seja, $p(y|\theta)$. Desta forma, a relação “A Posteriori \propto Inicial x Verossimilhança”, sumariza a aplicação do Teorema de Bayes, mostrando que pode-se atualizar conhecimento levando-se em conta os dados disponíveis.

Inferências sobre θ são feitas a partir da densidade de probabilidade a posteriori, sendo que a expressão (2) proporciona a estrutura básica geral para a estimação dos parâmetros contidos em θ .

Em muitas situações, a distribuição dos dados (y) depende não somente de um conjunto de parâmetros de interesse (por exemplo, θ_1), mas também de outros parâmetros incidentais ou “nuisance” (por exemplo, θ_2). Nestes casos $p(\theta_1, \theta_2 | y) \propto p(y | \theta_1, \theta_2) p(\theta_1, \theta_2)$, onde $p(\theta_1, \theta_2 | y)$ é a densidade posterior conjunta de probabilidade de θ_1 e θ_2 .

Inferências e a obtenção de estimativas envolvendo θ_1 são geralmente realizadas com base na distribuição posterior marginal de θ_1 :

$$p(\theta_1 | y) = \int_{\theta_2} p(\theta_1, \theta_2 | y) p(\theta_2), \quad (3)$$

Como pode ser observado, a distribuição marginal posterior é uma média ponderada da distribuição condicional de θ_1 dado θ_2 .

Uma das maiores dificuldades técnicas na implementação de métodos bayesianos tem sido a “marginalização” expressa em (3) (Sorensen, 1996). A obtenção de distribuições marginais por processos analíticos, ou mesmo pelo emprego de métodos usuais de integração numérica, geralmente é impossível (Gianola, 1996).

A introdução de métodos de Monte Carlo baseados em cadeias (seqüências) de Markov, denominados MCMC (do inglês Markov Chain Monte Carlo), tem contribuído substancialmente no sentido de viabilizar a implementação da inferência bayesiana (Sorensen, 1996). Os métodos MCMC constituem uma família de processos iterativos para aproximar a geração de amostras de distribuições multivariadas (em processos Monte Carlo, em propriedades das cadeias de Markov). A amostragem de Gibbs é um desses métodos.

A amostragem de Gibbs é um procedimento de integração, usado na obtenção das distribuições conjuntas e marginais de todos os parâmetros do modelo, por meio da reamostragem de todas as distribuições condicionais da Cadeia de Markov (Gelfand e Smith, 1990). Também é uma técnica para obter, de forma indireta, amostras aleatórias de uma distribuição (marginal), sem a necessidade de se calcular a densidade de probabilidade (Casela e George, 1992).

De acordo com Resende (2000), a grande vantagem na utilização da análise Bayesiana refere-se à obtenção dos desvios padrões e intervalos de confiança exatos para os parâmetros genéticos, bem como a obtenção de estimativas mais precisas (Resende, 2000). De acordo com este mesmo autor, à estimação dos efeitos fixos e a predição dos efeitos aleatórios, tem-se que as médias das distribuições marginais *a posteriori* dados os componentes de variância (parâmetros de dispersão), equivalem às soluções das equações do modelo misto BLUP desde que sejam atribuídas *prioris* não informativas para os efeitos fixos, *prioris* normais para os efeitos aleatórios e verossimilhança normal para o vetor de observações.

A análise Bayesiana propicia estimativas mais precisas de componentes de variância, parâmetros genéticos, valores genéticos e ganhos genéticos. Adicionalmente, a estimação Bayesiana permite a análise exata de amostras de tamanho finito. Este último aspecto é muito importante, especialmente para programas de melhoramento baseados em conjunto de dados desbalanceados, onde tal abordagem propicia uma elegante análise de amostra finita, a qual não pode ser obtida pela metodologia frequentista de modelos mistos (Resende, 2000).

Os resultados de interesse gerados pela análise Bayesiana são em geral, as distribuições marginais *a posteriori* dos parâmetros genéticos, efeito do grupo genético e valores genéticos. Assim, inferências baseadas na média, mediana, moda e desvios padrões destas distribuições podem ser realizadas na prática (Murteira, 1990).

De acordo com Silva (2000), a principal característica da análise Bayesiana refere-se à riqueza das informações propiciada por esta abordagem, possibilitando a obtenção de estimativas pontuais e os intervalos de probabilidade para as distribuições *a posteriori* dos parâmetros. Assim, inferências sobre parâmetros genéticos, valores genéticos e efeito de grupo genético podem ser realizados com segurança.

1.8 Dados Censurados

A incidência de dados censurados ocorre frequentemente em áreas como agricultura e medicina. Na área que envolve a produção animal, a censura é comum em dados sobre a duração da vida produtiva, já que ao final do período de estudo, alguns animais ainda estão vivos, mas somente uma pequena parte de sua vida produtiva é conhecida (Sorensen *et al.*, 1998).

De acordo com GUO (1999), a censura pode ocorrer por diferentes razões e de três formas distintas básicas (censura à direita, censura à esquerda e censura intervalar). A primeira ocorre quando a observação é terminada antes que a falha ocorra, ou seja, sabe-se que o tempo de falha é maior que o valor observado. Por outro lado, quando a falha ocorre antes que a observação comece,

de modo que o evento de interesse não seja observado, então o registro é dito censurado à esquerda. A censura intervalar ocorre quando sabemos que falha ocorreu dentro de determinados limites de tempo.

Sabe-se que os parâmetros de modelos lineares são utilizados largamente nas avaliações genéticas por causa de sua fácil interpretação. Sendo assim, alguns modelos lineares têm sido propostos para características censuradas (Carriquiry *et al.*, 1987; Korsgaard *et al.*, 1998; Sorensen *et al.*, 1998). Estes últimos autores, utilizando a técnica de aumento dos dados em análises bayesianas, obtiveram todas as distribuições posteriores condicionais de forma padrão, o que facilitou a implementação da amostragem de Gibbs. Uma limitação do modelo linear, entretanto, é a impossibilidade de utilizar covariáveis tempo-dependentes, como na análise de sobrevivência.

Este tipo de modelo permite não só utilizar na análise dados de animais que entraram na estação de acasalamento e que não tiveram o registro de parto anotado, mas também reduzir o problema de dados oriundos de animais que não conceberam na primeira estação de monta e que tiveram oportunidade de conceber na próxima estação (portanto, dados “contaminados” pelo período de tempo entre o final da primeira estação de acasalamento e o início da segunda). Estes últimos também seriam considerados como dados censurados, de modo a não viesar o resultado da análise através da introdução de uma variação forçada pelo manejo.

O Capítulo 2, denominado **AVALIAÇÃO GENÉTICO-QUANTITATIVA DE CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS**, apresenta-se de acordo com as normas para publicação do *Animal Reproduction Science*. O objetivo deste trabalho foi estimar parâmetros genéticos para idade à primeira cobertura, idade à primeira parição, primeiro período de gestação e primeiro intervalo de partos, em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, a fim de promover embasamento científico para programas nacionais de seleção que visam melhorá-las.

O Capítulo 3, denominado **COMPARAÇÃO ENTRE TRÊS METODOLOGIAS DE ANÁLISE PARA AVALIAR A IDADE À PRIMEIRA CONCEPÇÃO EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS**, tem por objetivo a comparação de três metodologias, método da Máxima Verossimilhança Restrita, com a utilização do aplicativo MTDFREML, análise Bayesiana sem dados censurados através do *software* MTGSAM e análise Bayesiana com dados censurados através do *software* LMCD, para avaliação da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, a fim de verificar seu impacto na escolha de reprodutores durante o processo de seleção dos animais, estando de acordo com as normas de publicação do *Journal of Animal Breeding and Genetics*.

Referências Bibliográficas

ABRAHÃO, R.A.; TAVEIRA, R.Z., MOTA, M.D.S. Descrição de características reprodutivas em égua Puro-Sangue Inglês. Rev. Bras. Reprod. Anim., v.25, n.2, 2001.

ARORA, R.L.; PURBEY, L.N.; LUKTUKE, S.N. Gestation Period in Equines. Indian Veterinary Journal. 60. October, 824-830. 1983.

ASA, C.S. Reproductive physiology. In: Wild Mammals in Captivity, Vol.1: Principles and Techniques of Captive Management, Seet. A: Captive Propagation (eds. D.G. Kleiman, M.E. Allen, K.V. Thompson and S. Lumpkin). The University of Chicago Press, Chicago and London. P.390-417. 2002.

BALL, B.A. Embryonic death in mares. In Equine reproduction, McKinnon, A.O. and Voss, J.L. Lea and Febiger: Philadelphia. 517-531.1993.

BOLDMAN, K.G.; VAN VLECK, L.D. Derivative-free restricted maximum likelihood estimation in animal model with a sparse matrix solver. Journal of Dairy Science, Champaign, v.74, n.12, p.4337-4343. 1991.

BOWLING, A.T., CLARK, R.S. Blood group and protein polymorphism gene frequencies for seven breeds of horses in the United States. Animal Blood Groups and Biochemical Genetics, v.16, p. 93-108, 1985.

BOUMAN, I. Reintroduction of Przewalski in the mountain steppe of Hustain Nuruu in Mongolia. Foundation Reserves Przewalski Da Costastraat, 27, 3027. JC Rotterdam, unpublished report. Netherlands. 1996.

CARRIQUIRY, A.; GIANOLA, D.; FERNANDO, R. Mixed-model analysis of a censored normal distribution with reference to animal breeding. Biometrics, v.43, p.929-939, 1987.

CASELA, G.; GEORGE, E. I. Explaining the Gibbs Sampler. *Technical Report No. Bu-1098-MA*, Cornell University. 1992.

DAVIES MOREL, M. C. G., NEWCOMBE J. R., HOLLAND, S. J. Factors affecting gestation length in the Thoroughbred mare. *Animal Reproduction Science*. 74. 175-185. 2002.

EL-WISHY, A.B.; EL-SAYED, MAI.; SEIDA, A.A. Some aspects of reproductive performance in Arabian mares in Egypt. *Reprod Dom Anim*, 25: 227-234. 1990.

FLADE, J. E; FREDERICH, W. *Archiv. Für Tierzucht*. 6. 505. Cited An. Br. Abs. (1965). 33. Abs.62. 1963.

FOULLEY, J.L. A simple argument showing how to derive restricted maximum likelihood. *Journal of Dairy Science*, Champaign, v.76, n.8, p.2320-2324. 1993.

FUENTES, F.; GONZALO, C.; HERRERA, M.; QUILES, A.; HEVIA, M. Parámetros reproductivos del caballo Arabe. *ITEA*, 86A: 172-177. 1990.

GELFAND, A.E.; SMITH, A.F.M. Sampling-based approaches to calculating marginal densities. *Journal of the American Statistical Association*, v.85, p.398-409, 1990.

GIANOLA, D. Bayesian analysis with applications to genetics and biology. *Class notes of a course taught at the Department of Genetics, Medical School, University of São Paulo at Ribeirão Preto*. 25 mar. -5 apr., 1996.

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

GIANOLA, D., FOULLEY, J.L. In: 2th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production. Montpellier/FR. Proceedings of 7th World congress on genetics applied to livestock production. V.7, p.293-303.1982.

GINTHER, O.J. Reproductive Biology of the mare: Basic and Applied Aspects, Equiservices, Cross Plains, WI, 1979.

GINTHER, O.J. Reproductive Biology of the mare: Basic and Applied Aspects, 2nd ed. Equiservices, Cross Plains, WI. 1992.

GUERRA, P. Riqueza eqüina do Brasil. In: Folha de São Paulo. Outubro de 2003.

GUO, S-F. Application of survival and censored linear models to the analysis of herd life and lifetime prolificacy in landrace sows. Wisconsin. 114 p. Thesis (Master of Science) – University of Wisconsin-Madison. 1999.

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

HAUDI, M.A. Period of Gestation in Indian Stabled Horses. *Indian Veterinary Journal*. 43:721. 1966.

HENDERSON, C.R. Applications of linear models in animal breeding. Guelph, Canada: University of Guelph, 1984.

HEVIA, M.L., QUILAS, A.J., FUENTES, F., GONZALO, C. Reproductive performance of thoroughbred horses in Spain. *Journal of Equine Veterinary Science*, 14: 89-92.1995.

HODGE, S., KREIDER, J., POTTER, G., HARMS, P., FLEEGER, J. Influence of photoperiod on the pregnant and post partum mare: *Amer. J. Vet. Res.* 43, 1752-1755. 1982.

HUGASON, K., ARNASON, TH., JÓNmundsson, J.V. A note on the fertility and some demographical parameters of Icelandic toelter horses. *Livest. Prod. Sci.*, 12: 161-167.1985.

HURA, V., HAJURKA, J., KACMÁRIK, J., CSICSAI, G., VALOCKY, I. The effect of some factors on gestation length in nonius breed mares in Slovakia. UVL, 04101 Kosice, Komenského 73, Slovak Republic. 1997.

JACKSON, R.S. Equine infertility. Preliminary report on a survey of courses taken by the A.A.E.P. Newsletter, Am. Ass. Equine Pract. March. 1971.

JEFFCOTT, L.B.; ROSSDALE, P.D.; FREESTONE, J.; FRANK, C.J.; TOWERS-CLARK, P.F. An assessment of wastage in Thoroughbred racing from conception to 4 years of age. Equine vet. J., 14, 185-198.1982.

KENDALL, M.G.; BUCKLAND, W.R. A dictionary of statistical terms. Hafner, New York, 1971.

KORSGAARD, I.R.; SORENSEN, D.A.; GIANOLA, D. Multivariate analysis of censored normal, ordered categorical and Gaussian traits using Gibbs sampling and data augmentation. In: World Congress of Genetics Applied to Livestock Production, 6., Armidale. Proceedings... Australia, v.25, p.493-496, 1998.

LANGLOIS, B. Estimation de quelques paramètres démographiques du Pur Sang Anglais en France. Ann. Génét. Sél. Anim., 8: 315-329. 1976.

LIEUX, P. Proc 19th Annu Conv Am Assoc Equine Pract, Atlanta, p.55. 1973.

LOWIS, T.C., HYLAND, J.H. Analysis of post-partum fertility in mares on a Thoroughbred stud in southern Victoria. Australian Veterinary Journal, vol. 68, n.9, September. 1991.

LOY, R.G. Vet Clin North Am (Large Anim Pract) 2:245. 1980.

MARTENIUK, J.V., CARLETON, C.L., LLOYD, J.W., SHEA, M.E. Association of sex of fetus, sire, month of conception, or year of foaling with duration of gestation in Standardbred mares. Javma, vol 212, No. 11, June 1, 1998.

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

MAUCH, A. Untersuchungen über die Trächtigkeitsdauer der Stuten. Z. Zücht. Reihe B 39.31.1937.

MERCADANTE, M.E.Z. Estudo das relações genético-quantitativas entre características de reprodução, crescimento e produção em fêmeas da raça Nelore. Dissertação (Mestrado) – Faculdade de Medicina de Ribeirão Preto, Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto. 90 p. 1995.

MEREGALLI, A., VALZANIA, C. Reproductive parameters of halflings kept on Tuscan farms. *Rivista di Zootecnia e Veterinaria* 12: 190-98. 1984.

MEYER, K. DFREML – a set of programs to estimate variance components under an individual animals model. *Journal of Dairy Science*, v.71: Supplement 2, p.33-34. 1988.

MORE, S.J. A Longitudinal study of racing Thoroughbreds: performance during the first years of racing. *Aust Vet J.* Vol. 77, No. 2. 1999.

MOTA, M.D.S, TAVEIRA, R.Z. Estimation of genetic parameters for gestation length in brazilian thouroughbred mares. *Comunidad Virtual de Veterinaria.org.* novembro. 2003.

MUNGALOV, E.A; LJASOK, N.V; ULUBEKOVA, Z.D. *Trud. Sev-osetinsk, sel-hoz. Inst.*21.131. Cited by *Na. Br. Abs.* (1961). 29. *Abs.* 1919. 1960.

MURTEIRA, B.J.F. *Probabilidade e estatística: inferência estatística.* 2. ed. Lisboa: McGraw-Hill, v.2. 1990.

NÁJERA AYALA, J.M. Efeitos genéticos e não genéticos sobre características reprodutivas e ponderais de duas populações de bovinos da raça Nelore. Dissertação (Mestrado) – Escola de Veterinária, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte. 150p.1990.

PARÉS, P. Manejo de los sementales Bretones Ceretanos: La necesidad de “ consumir en reproducción”. *AYMA*, 35:9-13. 1995.

PATTERSON, H.D.; THOMPSON, R. Recovery of inter-block information when block sizes are unuqual. *Biometrika*, London, v.58, n.3, p.545-554, 1971.

PHILLIPS, H. Algunas características del ciclo sexual en la yegua Fina Sangre de Carrera Tesis. Fac. Ciênc. Vet. Santiago, Univ. Chile. 80 p. 1977.

Reproductive Efficiency of Horses in Australia. Disponível em
<http://www.infocenter.com.sv/breeding_efficiency.htm> Acesso em 15 março.2004.

RESENDE, M.D.V. Inferência Bayesiana e simulação estocástica (amostragem Gibbs) na estimação de componentes de variância e valores genéticos em plantas perenes. EMBRAPA FLORESTAS, Documentos 46, 69p., 2000.

ROLLINS, W.C., HOWELL, C.E. Genetic sources of variation in the gestation length of the horse. Journal Animal Science.10, 797.1951.

ROPIHA, R.T.; MATTHEWS, R.G; BUTTERFIELD, R.M. The Duration of Pregnancy in Thoroughbred Mares. The Veterinary Record, 84. 552-555.1969.

ROSSDALE, P.D., SHORT, R.V. The time of foaling of Thoroughbred mares. Journal Reprod. Fert. 13, 341-343.1967.

SANDERSON, M.W., ALLEN, W.R. Proc 9th Bain-Fallon Memorial Lectures, Sydney, p.31. 1987.

SINGH, M.K., YADAV, M.P., MEHTA, N.T. Breed characteristics of Marwari and Kathiawari horses. Indian Journal of Animal Sciences 72 (4): 319-323, April. 2002.

SILVA, M.V.G.B. da. Utilização de modelos animais uni e bivariados no estudo das relações entre eficiência reprodutiva e produção de leite na raça Holandesa. Belo Horizonte, UFMG, 188p, Dissertação de Mestrado. 1995.

SMITH, S.P.; GRASER, H.V. Estimating variance components in a class of mixed models by restricted maximum likelihood. Journal of Dairy Science, v.69, n.4, p.1156-1165, 1986.

SORENSEN, D. Gibbs sampling in quantitative genetics. *Intern Report*, n.82, Danish Institute of Animal, Department of Breeding and Genetics, Denmark, 1996.

SORENSEN, D.A.; GIANOLA, D.; KORSGAARD, I.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.

SULLIVAN, J.J.; TURNER, P.C.; SELF, L.C.; GUTTERIDGE, H.B.; BARTLETT, D.E. Survey of reproductive efficiency in the Quarter-Horse and Thoroughbred. *J. Reprod. Fert., Suppl.* 23, 315-318. 1975.

TOLKSDORFF, E., JOCHLE, W., LAMOND, D.R., KLUG, E., NERKT, H. *Theriogenology* 6:403. 1976.

UPPENBORN, W. Untersuchungen über die Trächtigkeitsdauer der Stuten, mit einem Anhang Untersuchungen über Zwillingsgeburten beim pferd. *Z. Zücht. Reihe B* 23.1.1933.

UPHANUS, H., KALM, E. Analysis of reproductive factors in Hanoverian Warmblood population. Institut für Tierzucht und Tierhaltung der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Olshausenstr.40, 24118 Kiel, Deutschland. 1993.

VALENCIA, J. and GONZALEZ, F. Period of Gestation in Thoroughbred Mares of Mexico. VIII th International Congress on Animal Reproduction and Artificial Insemination, Krakow, July 12-16. 1976.

VALERA, M.; MOLINA, A.; SATUÉ, K.; VINUESA, M. Estudio comparativo de la evolución del nivel de endogamia en las poblaciones de caballos de Pura Sangre Árabe y Pura Raza Española en la yeguada militar del estado español. In: *Actas do VI Congresso de Zootecnia (Évora-Portugal)*: 205-210. 1997.

VALERA, M.; ESTEVES, M.M.; MOLINA, A. The Lusitano native Thoroughbred: A genetics study of the important reproductive parameters in plans for conservation and improvement. *Arch. Zootec.* 49: 147-156.2000.

VERNEQUE, R. da S. Procedimentos numéricos e estimação de componentes de covariância em análise multivariada pelo método da máxima verossimilhança restrita: modelos mistos aplicados ao melhoramento animal. Piracicaba: ESALQ, 175p. Tese de Doutorado. 1994.

WITT, W.O. Dokl. Timirjazev sel-hoz. Akad (Mosk).No.65.99. Cited An. Br. Abs. (1963). 31.Abs.2722. 1961.

WOODS, G.L., BAKER, C.B., BALDWIN, J.L., BALL, B.A., BILINSKI J. Journal Reprod Fertil Suppl. 35:455. 1987.

WRIGHT, D.R.; STERN, H.S.; BERGER, P.J. Comparing traditional and bayesian analyses of selection experiments in animal breeding. Journal of Agricultural Biological and Environmental Statistics, v.5, n.2, p.240-256, 2000.

ZÚCCARI, C.E.S.N.; NUNES, D.B.; CORRÊA FILHO, R.A.C. Eficiência reprodutiva de éguas Pantaneira durante as estações de Monta 1995/2000. Arch. Zootec. 51: 139-148. 2002.

AVALIAÇÃO GENÉTICO-QUANTITATIVA DE CARACTERÍSTICAS REPRODUTIVAS EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS

Resumo

Poucas informações encontram-se disponíveis acerca dos parâmetros genéticos de características reprodutivas em eqüinos. Sendo assim, conduziu-se um estudo utilizando informações provenientes de 7.278 éguas da raça Puro-Sangue Inglês, sendo 6.327 informações sobre a idade à primeira cobertura (IPC), 5.400 relativas a idade à primeira parição (IPP), 5.473 referentes ao primeiro período de gestação (PPG) e 4.404 relativas ao primeiro intervalo de partos (PIEP). Os dados foram analisados pelo método da máxima verossimilhança restrita, com a utilização do aplicativo MTDFREML para estimação dos componentes de variância e covariância. A idade média à primeira cobertura foi de 4,93 anos, com desvio padrão de 1,45 anos, mínimo de 2,07,anos máximo de 11,94 anos e estimativa de herdabilidade (h^2) de 0,19. A idade média à primeira parição foi de 6,01 anos, com desvio padrão de 1,53 anos, mínimo de 3,01anos, máximo de 12,9 anos e estimativa de herdabilidade de 0,38. O primeiro período de gestação médio foi de 337,83 dias, com desvio padrão de 9,47 dias, mínimo de 302 dias, máximo de 396 dias e estimativa de herdabilidade de 0,16. O primeiro intervalo de partos médio foi de 490,18 dias, com desvio padrão de 192,02 dias, mínimo de 303 dias, máximo de 1.095 dias e estimativa de herdabilidade de 0,01. As correlações genéticas encontradas entre a IPC e o IPP, PIEP e PPG foram 1, 0,55 e – 0,13, respectivamente. As correlações genéticas da IPP com PIEP e PPG foram 0,52 e 0,35, respectivamente, enquanto que a correlação genética entre o PIEP e PPG foi de – 0,54. Das características avaliadas a IPP mostrou-se mais interessante para incorporação em programas de seleção que visem melhorar aspectos reprodutivos de eqüinos da raça Puro-Sangue Inglês no Brasil.

Palavras-chave:

Eqüino; Reprodução; Parâmetros genéticos

GENETIC AND QUANTITATIVE ANALYSIS OF REPRODUCTIVE TRAITS IN THOROUGHBRED MARES

Abstract

There is very little information on the genetic parameters of reproductive traits in equine. With that in mind, a study was conducted using information from 7,278 Thoroughbred mares, of which 6,327 entries were about age at first covering (AFC), 5,400 relating to age at first foaling (AFF), 5,473 relating to first gestation period (FGP) and 4,404 relating to first foaling interval (FFI). The data were analyzed by Maximum Restricted Likelihood, with the application of MTDFREML, to estimate variance and covariance components. Average age at first covering was 4.93 years, with a standard deviation of 1.45 years, minimum of 2.07 years, maximum of 11.94 years and heritability estimate (h^2) of 0.19. Average age at first foaling was 6.01 years, with a standard deviation of 1.53 years, minimum of 3.01 years, maximum of 12.9 years and estimative of heritability of 0.38. The first average gestation period was 337.83 days, with a standard deviation of 9.47 days, minimum of 302 days, maximum of 396 days and estimative of heritability of 0.16. First foaling interval was 490.18 days, with a standard deviation of 192.02 days and minimum of 303 days, maximum of 1,095 days and estimative of heritability of 0.01. Genetic correlations found between AFC and AFF, FFI and FGP were 1, 0.55 and -0.13 , respectively. Genetic correlations of AFF with FFI and FGP were 0.52 and 0.35, respectively, whereas the genetic correlation between FFI and FGP was -0.54 . Among the evaluated traits, AFF was shown to be the most interesting to incorporate in selection programs whose aim is to improve reproductive traits in Thoroughbred horses in Brazil.

Key words:

Equine; Reproduction; Genetic parameters

Introdução

Estima-se que o uso do cavalo ocupe diretamente mais de 500 mil pessoas no Brasil, constituindo importante cadeia do agronegócio nacional, com forte inter-relação com setores ligados ao lazer, cultura e turismo (Guerra, 2003).

A raça Puro-Sangue Inglês por sua vez, cujos registros iniciais datam de 1700, foi formada a partir da importação de garanhões das raças Árabe, Barba e Turca, que foram cruzados com éguas nativas da Grã Bretanha e fêmeas Andaluzes, com o objetivo de produzir animais aptos às corridas (Bowling e Clark, 1985).

Ao contrário de outras espécies domésticas, os eqüinos foram selecionados durante épocas remotas pelo seu rendimento nos desportos eqüestres, não se dispensando a devida atenção às características ligadas à fertilidade (Phillips, 1977).

Os cavalos vêm se adaptado durante milhões de anos no sentido de criar um modelo de reprodução que assegure sua sobrevivência na natureza. Entretanto, a domesticação exerceu forte influência sob seu desempenho reprodutivo, refletindo em pouca ou nenhuma pressão de seleção sobre a fertilidade, sendo que o desempenho dos cavalos é que dita os acasalamentos (Reproductive, 2004), especialmente em raças como Puro-Sangue Inglês.

Conseqüentemente, os eqüinos apresentam baixo desempenho reprodutivo quando comparados a outras espécies de interesse zootécnico. Esta baixa fertilidade pode estar relacionada à disfunção hormonal, diversas infecções genitais nas éguas e práticas errôneas de manejo das fêmeas antes da estação natural de monta, constituindo-se em fatores limitantes ao melhor desempenho reprodutivo nesta espécie (Sullivan *et al.*, 1975).

Os fatores citados acima são ainda mais preponderantes em se tratando das raças destinadas ao esporte, já que possuem manejo bastante diferenciado daquelas direcionadas apenas para as atividades de cria (Jackson, 1971).

Considerando que o sucesso na indústria do Puro-Sangue Inglês é medido pelo desempenho em corridas, é compreensível que intensos esforços sejam feitos a cada dia nesta indústria para maximizar o desempenho individual dos cavalos nas provas (More, 1999), entretanto, ressalva-se que o pouco ou nenhum conhecimento acerca dos parâmetros genéticos dos rebanhos ocasiona menor intensidade seletiva, refletindo-se em ganhos genéticos menos elevados na população.

Assim, o propósito do presente estudo foi estimar parâmetros genéticos para características reprodutivas em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, a fim de promover embasamento científico para programas nacionais de seleção que visam melhorá-las.

Material e Métodos

Os dados utilizados neste estudo foram fornecidos pelo “Study Book” da Associação Brasileira dos Criadores do Cavalo de Corrida (ABCCC), estando contidos no arquivo de “Pedigree” do CD-ROM desenvolvido por esta entidade em 1999. Avaliou-se informações provenientes de 7.278 éguas da raça Puro-Sangue Inglês, nascidas entre 1967 a 1994, sendo 6.327 informações referentes a idade à primeira cobertura (IPC), 5.400 relativas a idade à primeira parição (IPP), 5.473 referentes ao primeiro período de gestação (PPG) e 4.404 referentes ao primeiro intervalo de partos (PIEP).

A taxa de concepção e a taxa de fertilidade aparente foram calculadas, respectivamente, como sendo o número total de éguas que concebem dividido pelo número total de éguas acasaladas e o número de éguas que pariram potros vivos dividido pelo número de éguas acasaladas (Hugason *et al.*, 1985).

Os arquivos de dados contendo as informações acerca das características reprodutivas foram submetidos à análise crítica (estatística descritiva: frequências, médias, desvio e amplitudes) por meio do programa computacional “SAS” (Statistical Analysis System), versão 6.04 (Sas Institute Inc., 1999). Esta análise teve por objetivo o fornecimento de informações para a eliminação de registros que se apresentassem inconsistentes, visando melhorar a confiabilidade e consistência dos dados. Também nesta etapa foram formados os grupos de contemporâneos.

Os componentes de variância necessários para a obtenção da herdabilidade das características estudadas foram estimados pelo Método da Máxima Verossimilhança Restrita Livre de Derivadas, sob modelo animal, em análise unicaráter, a partir do programa MTDFREML (Boldman *et al.*, 1993). Posteriormente, a fim de se estimar as correlações genéticas e fenotípicas entre elas, empregou-se análises bicaráter. Neste caso, a estratégia utilizada para se estimar as covariâncias seguiu a descrita por Boldman *et al.* (1993).

Testes de contrastes foram realizados para comparação de classes envolvendo os efeitos de sexo e origem do garanhão. Nestes testes, caso o valor do contraste fosse duas vezes maior que seu erro-padrão, então era considerado significativo a 5% (Boldman *et al.*, 1993).

A fim de verificar se a seleção indireta poderia ser mais efetiva que a seleção direta para as características estudadas, utilizou-se a seguinte equação (Van Vleck *et al.*, 1987).

$$\frac{RC_{1(2)}}{RD_1} = \frac{r_{A_1 \cdot A_2} \sqrt{h_1^2}}{\sqrt{h_2^2}}$$

Onde:

$RC_{1(2)}$ = resposta correlacionada.

RD_1 = resposta direta.

$r_{A_1 \cdot A_2}$ = correlação genética entre as duas características.

$\sqrt{h_1^2}$ = raiz quadrada da herdabilidade da primeira característica.

$\sqrt{h_2^2}$ = raiz quadrada da herdabilidade da segunda característica.

Em termos gerais, o modelo de análise utilizado pode ser representado em termos matriciais por:

$$Y = X\beta + Za + \varepsilon$$

em que:

y = é o vetor das observações;

X = é a matriz de incidência dos efeitos fixos;

β = é o vetor dos efeitos fixos;

Z = é a matriz de incidência dos efeitos genéticos diretos;

a = é o vetor dos efeitos genéticos diretos;

ε = é o vetor dos erros aleatórios associados às observações.

Em termos específicos, os componentes do modelo podem ser descritos da seguinte forma:

Idade à Primeira Cobertura

Incluiu além do efeito aleatório do animal, os efeitos fixos de criador (1.036) e grupo de contemporâneo (169) formado por éguas nascidas no mesmo ano (1967 a 1994) e época (1-julho; 2-agosto; 3-setembro; 4-outubro; 5-novembro; 6-dezembro; 7- janeiro a junho), e com pelo menos 3 animais cada.

Idade à Primeira Parição

Além do efeito aleatório do animal, incluiu os efeitos fixos de criador (1.036), sexo do produto (macho e fêmea), origem do garanhão (nacional e importado) e grupo de contemporâneo (143) formado considerando parições ocorridas no mesmo ano (1972 a 1999) e época (conforme descrito anteriormente), e com pelo menos 3 animais cada.

Primeiro Intervalo de Partos

Incluiu além do efeito aleatório do animal, os efeitos fixos de criador (1.036), sexo do produto (macho e fêmea) e grupo de contemporâneo (137) formado por éguas paridas no mesmo ano (1972 a 1999) e época (conforme descrito anteriormente), e com pelo menos 3 animais cada.

Primeiro Período de Gestação

O período de gestação real deve ser calculado do dia da ovulação (fertilização) ao dia do parto. Entretanto, a primeira data não pode ser determinada exatamente sem utilização de ultra-som ou palpação, portanto, assume-se comumente a data do último acasalamento das éguas no cálculo do período de gestação (Hura *et al.*, 1997), o que foi feito neste estudo.

O modelo para esta característica incluiu além do efeito aleatório do animal, os efeitos fixos de criador (1.036), sexo do produto (macho e fêmea), origem do garanhão (nacional e importado) e grupo de contemporâneo (147), formado por éguas que pariram no mesmo ano-época.

Resultados

Coberturas:

Avaliou-se 42.750 acasalamentos provenientes de 7.278 éguas da raça Puro-Sangue Inglês, cujas ocorrências encontram-se dispostas na Tabela 1. Obsevou-se que a taxa de nascimento para machos e fêmeas foi de 29,35% e 30,23%, respectivamente, enquanto que para os abortos e natimortos, 1,41% e 2,02%, respectivamente. Registrou-se ainda que 9,07% das coberturas realizadas classificaram-se como vazias enquanto 23,07% dos acasalamentos não apresentaram registros posteriores.

Tabela 1. Ocorrências após os acasalamentos de éguas com garanhões da raça Puro-Sangue Inglês.

Ocorrência	Número de observações e (%)
Macho	12.550 (29,35%)
Fêmea	12.927 (30,23%)
Aborto	603 (1,41%)
Vazia	3.878 (9,07%)
Sem notícia	9.864 (23,07%)
Natimorto	866 (2,02%)
Não padreada	1.945 (4,54%)
Serviu em outra raça	117 (0,31%)

Garanhão:

As ocorrências após as coberturas das éguas com garanhões nacionais e importados encontram-se registradas na Tabela 2.

Tabela 2. Ocorrências após as coberturas de éguas da raça Puro-Sangue Inglês com garanhões nacionais e importados.

Ocorrência	Nacional	Importado
Macho	5.893 (27,47%)	6.480 (35,20%)
Fêmea	6.188 (28,85%)	6.557 (35,62%)
Aborto	347 (1,62%)	232 (1,26%)
Vazia	2.176 (10,14%)	1.442 (7,84%)
Sem notícia	6.328 (29,59%)	3.327 (18,07%)
Natimorto	493 (2,30%)	354 (1,92%)
Não Padreada	24 (0,11%)	15 (0,08%)
Serviu em outra raça	0 (0%)	1 (0,005%)

Observou-se que dos 3.083 garanhões utilizados nas coberturas, 2.237 (72,6%) animais eram nacionais, enquanto 846 (27,4%) eram importados. Os nacionais realizaram 21.449 (50,18%) das coberturas, ao passo que os importados foram responsáveis por 18.408 (43,06%), perfazendo juntos,

39.857 coberturas, enquanto 2.893 (6,76%) coberturas não possuíam informações acerca da origem do garanhão utilizado.

Registrou-se taxa de nascimento de machos e fêmeas de 27,47 %, 35,20% e 28,85 %, 35,62 % para os garanhões nacionais e importados, respectivamente. As taxas de aborto e natimorto foram 1,62%, 1,26% e 2,30%, 1,92%, considerando os garanhões brasileiros e os de origem estrangeira, respectivamente. Em relação às coberturas sem notícia, constatou-se que 29,59% foram referentes aos animais nacionais, decrescendo para 18,07% quando analisado os importados.

Em relação aos garanhões nacionais, 56,32% das coberturas realizadas por esses animais deram origem a potros vivos, subindo para 70,82% em se tratando de animais de origem importada, provavelmente em virtude de melhores manejos pré e pós-cobertura das éguas quando acasaladas com estes últimos. Os garanhões nacionais apresentaram em média 5,4 filhos, enquanto os importados apresentaram 15,4 filhos.

Taxa de Concepção e Fertilidade Aparente

As médias das taxas de concepção e fertilidade aparente foram de 66% e 63%, respectivamente, estando dispostas na Tabela 3, de acordo com a ordem de parto das éguas.

Tabela 3. Número de observações, taxas de concepção e fertilidade aparente de acordo com a ordem de parição de éguas da raça Puro-Sangue Inglês.

Ordem do Parto	N	Taxa de Concepção (%)	Taxa de Fertilidade Aparente (%)
1	5.531	75	71
2	4.534	73	68
3	3.655	71	68
4	2.794	69	67
5	2.155	67	65
6	1.560	64	61
7	1.070	62	59
8	777	59	56
9	513	56	54
10	329	54	52
11	171	48	47
12	92	48	46
> 13	79	41	38

Idade à Primeira Cobertura

A idade média à primeira cobertura (IPC) foi de 4,93 anos, com desvio padrão de 1,45 anos, mínimo de 2,07 e máximo de 11,94 anos (Tabela 4). Os componentes de variância aditiva (σ^2_a), ambiental (σ^2_e), fenotípica (σ^2_p), e herdabilidade (h^2) encontrados foram 0,340, 1,429, 1,769 e 0,19, respectivamente (Tabela 5), em análise unicaráter.

Idade à Primeira Parição

A idade média à primeira parição (IPP) foi de 6,01 anos, com desvio padrão de 1,53 anos, mínimo de 3,01 e máximo de 12,9 anos (Tabela 4). Os componentes de variância aditiva (σ^2_a), ambiental (σ^2_e), fenotípica (σ^2_p), e herdabilidade (h^2) encontrados foram 0,843, 1,393, 2,237 e 0,38, respectivamente (Tabela 5), em análise unicaráter.

Primeiro Período de Gestação

O primeiro período de gestação (PPG) médio foi de 337,83 dias, com desvio padrão de 9,47 dias, mínimo de 302 e máximo de 396 dias (Tabela 4). Os componentes de variância aditiva (σ^2_a), ambiental (σ^2_e) e fenotípica (σ^2_p) e herdabilidade (h^2) encontrados foram 13,014, 66,341, 79,356 e 0,16, respectivamente (Tabela 5), em análise unicaráter.

Primeiro Intervalo de Partos

O primeiro intervalo de partos (PIEP) médio foi de 490,18 dias, com desvio padrão de 192,02 dias, mínimo de 303 e máximo de 1095 dias (Tabela 4). Os componentes de variância aditiva (σ^2_a), ambiental (σ^2_e), fenotípica (σ^2_p) e herdabilidade (h^2) encontrados foram 351,886, 34836,792, 35188,679 e 0,01, respectivamente (Tabela 5), em análise unicaráter.

Tabela 4. Número de observações (N), média geral, coeficiente de variação (CV) e valores mínimo e máximo da idade à primeira cobertura (IPC), idade à primeira parição (IPP), primeiro período de gestação (PPG) e primeiro intervalo de partos (PIEP) de éguas da raça Puro-Sangue Inglês.

Característica	N	Média	CV (%)	Mínimo	Máximo
IPC (anos)	6.327	4,93	29,59	2,07	11,94
IPP (anos)	5.400	6,01	25,19	3,01	12,9
PPG (dias)	5.473	337,83	2,94	302	396
PIEP (dias)	4.404	490, 18	39,17	303	1095

Tabela 5. Componentes de variância aditiva (σ^2_a), fenotípica (σ^2_p), ambiental (σ^2_e) e herdabilidade (h^2) para idade à primeira cobertura (IPC), idade à primeira parição (IPP), primeiro período de gestação (PPG) e primeiro intervalo de partos (PIEP) de éguas da raça Puro-Sangue Inglês, em análise unicaráter.

Característica	σ^2_a	σ^2_e	σ^2_p	h^2
IPC	0,340	1,429	1,769	0,19 (0,035)
IPP	0,843	1,393	2,237	0,38 (0,043)
PPG	13,014	66,341	79,356	0,16 (0,035)
PIEP	351,886	34836,792	35188,679	0,01 (0,029)

() erro padrão.

As correlações genéticas e fenotípicas entre as características avaliadas, bem como a média das estimativas de herdabilidade em análise bicaráter são apresentadas na Tabela 6.

Tabela 6. Parâmetros genéticos para idade à primeira parição (IPP), idade à primeira cobertura (IPC), primeiro intervalo de partos (PIEP) e primeiro período de gestação (PPG) de éguas da raça Puro-Sangue Inglês, em análise bicaráter.

Característica	IPC	IPP	PPG	PIEP
IPC	0,12	1	- 0,13	0,55
IPP	0,88	0,27	0,35	0,52
PPG	- 0,03	0,06	0,16	- 0,54
PIEP	0,02	0,02	- 0,004	0,01

acima diagonal = correlação genética

diagonal principal = herdabilidade médias das análises bicaráter

abaixo diagonal = correlação fenotípica

As estimativas de herdabilidade para análises bicaráter foram semelhantes a unicaráter para PPG e PIEP e menores para IPC e IPP, principalmente.

Os efeitos fixos de sexo foram significativos ($P < 0,05$) para o primeiro período de gestação e primeiro intervalo de partos, enquanto a origem do garanhão foi significativa ($P < 0,05$) para o primeiro período de gestação.

Discussão

Coberturas:

Considerando o nascimento total dos potros, verificou-se nascimento de 12.550 (49,26%) machos e 12.927 (50,74%) fêmeas, perfazendo diferença de sexos de 1,48%, bastante inferior aos 10% encontrados por Davies Morel *et al.* (2002) que registraram percentagem de nascimentos de machos de 45% e fêmeas de 55% em animais da raça Puro-Sangue Inglês.

No que tange aos abortos, definidos como a expulsão do feto antes de 300 dias de gestação (Reproductive, 2004), observou-se taxa de 1,41 %, valor inferior aos 4,6%, 7,0% e 9% registrados por Jeffcott *et al.* (1982), Merkt *et al.* (2000) e Klemetsdal (1989) em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, respectivamente. Encontrou-se 2,02 % como sendo a taxa de natimortos, valor próximo aos observados por Jeffcott *et al.* (1982) e inferior aos 7,1% observados por Laing e Leech (1975) em animais da raça Puro-Sangue Inglês.

Registrou-se que 23,07% das coberturas ocorridas não tiveram desfechos registrados, o que demonstra, em parte, certa ineficiência organizacional da criação, além deste valor poder ter subestimado as taxas de natalidade, aborto e natimorto encontradas neste estudo.

Taxa de Concepção e Fertilidade Aparente

A taxa de concepção média foi de 66%, enquanto a fertilidade aparente situou-se em 63%. Estes valores apresentam-se menores que os 82,5% e 81,06% registrados por Hugason *et al.* (1985) para taxa de concepção e fertilidade aparente em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, respectivamente. A taxa de fertilidade aparente também apresenta-se menor que os 71% encontrados por Davies Morel e Gunnarsson (2000), que consideram a taxa de fertilidade como sendo a taxa de fertilidade aparente de Hugason *et al.* (1985). A taxa de concepção também apresenta-se bastante inferior aos 90,9% registrado por Hemberg *et al.* (2004) em éguas da raça Puro-Sangue Inglês na Suécia. Estes resultados podem expressar, em parte, a dificuldade em se estimar alguns dos parâmetros de fertilidade, além do que diagnósticos de gestação não realizados logo nos primeiros meses após a cobertura podem classificar éguas que abortaram como não concebidas.

Estas taxas (concepção e fertilidade aparente), em função da ordem do parto das éguas, encontram-se dispostas na Tabela 3. Pode-se observar que a medida em que ocorre aumento na ordem do parto da égua, decresce o valor de ambas taxas. Estes resultados encontram-se em concordância com a literatura, a qual registra menores taxas de fertilidade para éguas em idades avançadas, em virtude de falhas ovarianas, viabilidade reduzida do óvulo, degeneração uterina e maior incidência de infecções no trato reprodutivo (Carnevale *et al.*, 1993; Schideler *et al.*, 1993). Resultados semelhantes também podem ser observados por Hemberg *et al.* (2004), estudando o desempenho reprodutivo de éguas Puro-Sangue Inglês na Suécia, os quais constataram que a medida em que se aumentava a idade das éguas, ocorria diminuição na taxa de concepção, variando de 72,5% para éguas de 3-4 anos a 63,9% para fêmeas com mais de 13 anos.

Idade à Primeira Cobertura

A idade média à primeira cobertura foi de 4,93 anos, com desvio padrão de 1,45 anos, mínimo de 2,07 e máximo de 11,94 anos. Esta média apresenta-se ligeiramente superior aos 4,25 e 4,33 anos reportados por Singh *et al.* (2002) nas raças indianas Marwari e Kathiawari.

A análise das estimativas dos componentes de variância (Tabela 5) evidencia a pequena importância do componente genético aditivo, sendo que a variância ambiental representou cerca de 80% da variância fenotípica. De fato, esta característica apresenta-se altamente dependente de fatores ambientais, destacando a própria intenção do criador em quando iniciar a vida reprodutiva dos animais, influenciada por fatores nutricionais, sanitários e de manejo próprio de cada criatório.

A correlação genética da IPC com IPP foi 1, indicando que os mesmos genes atuam em ambas características, e a seleção aplicada a apenas uma delas seria necessária. Fenotipicamente, estas características também apresentam-se positiva e altamente correlacionadas, indicando que idades à primeira cobertura menores associam-se a idade à primeira parição mais precoces. Estes resultados eram esperados na medida em que há grande dependência da IPP com relação a IPC.

Com respeito à correlação genética entre IPC e PIEP, observou-se estimativa positiva e de magnitude moderada (0,55), indicando que a seleção para idades à primeira cobertura mais precoces poderia provocar alterações genéticas favoráveis (diminuição) no PIEP. Por outro lado, fenotipicamente estas características mostram-se independentes, indicando que idades mais precoces (ou tardias) à primeira cobertura não estão relacionadas a primeiros intervalo de partos menores (ou maiores).

As correlações de IPC com PPG foram ambas negativas e de baixa magnitude. Com relação à genética (- 0,13), observa-se que, a seleção para diminuir a idade a primeira cobertura praticamente não provocaria aumentos consideráveis no PPG, em função da baixa herdabilidade desta característica. Fenotipicamente, a associação entre elas foi bastante fraca (- 0,03), evidenciando que idades à primeira cobertura mais precoces ou tardias não estão relacionadas a PPG mais curtos ou longos.

Somando-se ao exposto, a pequena magnitude da estimativa de herdabilidade encontrada (0,12) indica que esta característica é pouco influenciada por genes de ação aditiva, sugerindo que a seleção das éguas com base na idade à primeira cobertura não levaria a rápidas mudanças genéticas na população, e informações de parentes colaterais

e progênes devem ser incorporadas para melhorar a identificação dos animais geneticamente superiores.

Idade à Primeira Parição

A idade média à primeira parição foi de 6,01 anos, com desvio padrão de 1,53 anos, mínimo de 3,01 e máximo de 12,9 anos. Este resultado apresenta-se inferior aos 6,34 e 6,89 anos, registrados por Fuentes *et al.* (1990) e Valera *et al.* (2000) em eqüinos da raça Árabe e Lusitana, respectivamente. Valores ainda mais elevados foram encontrados por Langlois (1976), para animais da raça Puro-Sangue Inglês apresentando idade ao primeiro parto próxima a 8 anos de idade. Entretanto, Pares (1995) observou idade à primeira parição entre 4 e 5 anos de idade em animais da raça Bretão Ceretano, o que pode ser justificado pelo fato destes animais não serem normalmente utilizados em atividades eqüestres.

A estimativa de herdabilidade encontrada foi de média magnitude, indicando moderada intensidade de relação entre valores genéticos e valores fenotípicos para esta característica. Entretanto, comparativamente com as outras características estudadas, foi a que apresentou maior estimativa de herdabilidade, sugerindo alguma possibilidade de maior ganho genético mediante seleção.

A estimativa positiva e moderada da correlação genética (0,52) entre IPP e PIEP indica que a seleção para menores idades à primeira parição, provocaria modificações favoráveis na característica correlacionada, diminuindo o tempo na ocasião da segunda parição. Por outro lado, quando observado o valor da correlação fenotípica (0,02), nota-se que estas características são independentes, ou seja, idades mais precoces ou tardias à primeira parição não estão associadas a primeiros intervalo de partos menores ou maiores.

A correlação genética da IPP com PPG foi 0,35, indicando pequena tendência dos animais com valores genéticos associados a IPP mais tardios (ou precoces) relacionarem-se a valores genéticos para PPG mais longos (ou curtos). Por outro lado, fenotipicamente, a correlação entre ambas mostrou-se próxima a zero (0,06), indicando independência entre elas.

Considerando que a IPP apresentou maior estimativa de herdabilidade em relação às outras, constatou-se que a seleção para estas características promoveria ganhos

genéticos por seleção indireta para IPC e PIEP superiores àqueles obtidos por seleção direta nestas características.

Para a IPC a seleção indireta a partir do IPP seria 48% mais rápida que a direta, aumentando no caso do PIEP (170%).

Primeiro Período de Gestação

O primeiro período de gestação médio foi de 337,83 dias, com desvio padrão de 9,47 dias, mínimo de 302 e máximo de 396 dias. Estes valores encontram-se compreendidos entre a variação de 300 a 400 dias, com média próxima aos 340 dias descrita por Marteniuk *et al.* (1998), na espécie eqüina. Ressalva-se, entretanto, que valores inferiores a 300 dias foram encontrados por Vassilev *et al.* (2002), 291 dias, e Hura *et al.* (2002), 297 dias e gestações superiores a 400 dias foram reportadas por Hula *et al.* (2002), 414 dias.

A média desta característica encontrada neste estudo apresenta-se superior aos 327 dias reportados por Zúccari *et al.* (2002) em éguas da raça Pantaneira e inferior aos 344,1 dias registrados por Davies Morel (2002) em éguas da raça Puro-Sangue Inglês. Entretanto, Haudi (1966), Valência e Gonzales (1976) e Arora *et al.* (1983) constataram resultados próximos em éguas Puro-Sangue Inglês indianas, mexicanas e australianas (337, 335 e 335 dias), respectivamente.

O sexo do produto e a origem do garanhão influenciaram significativamente o período de gestação. A grande maioria dos estudos registra períodos de gestações mais longos para fetos do sexo masculino, Uppenborn (1933), Mauch (1937), Rossdale (1967), Hura *et al.* (1997), Marteniuk *et al.* (1998) e Mota e Taveira (2003); o mesmo aconteceu neste estudo, que registrou diferenças estatística ($P < 0,05$) de 1,9 dias a mais para gestações de machos, corroborando com os resultados de Davies Morel *et al.* (2002), que registraram 3,8 dias a mais para gestações de machos em éguas da raça Puro-Sangue Inglês. Apesar de ser geralmente aceito que as gestações de produtos machos, em várias espécies, são mais longas que gestações de produtos fêmeas, a razão não é clara (Jainudeen e Hafez, 2000). Postula-se, entretanto, que a diferença se deve a funções endócrinas diferentes de fetos masculinos e femininos interagindo de forma distinta com o controle endócrino da parição (Jainudeen e Hafez, 2000).

Em relação à origem do garanhão, observou-se diferença significativa ($P < 0,05$) entre os nacionais e os importados, onde os primeiros proporcionaram 1,2 dias a mais no período de gestação das éguas em detrimento aos segundos. Considerando que os

criadores tentam obter produtos nascidos no começo do ano hípico, a fim de aproveitarem a vantagem competitiva destes em relação aos animais nascidos mais tardiamente no mesmo ano hípico (Cunningham, 1991), os ganhos associados a gestações mais prolongadas podem ser utilizados para cobrir éguas no início da estação reprodutiva, ao passo que os relacionados a períodos de gestações mais curtos podem ser desejáveis para acasalar fêmeas no final da estação (Marteniuk *et al.*, 1998).

A herdabilidade estimada para esta característica (0,16) apresenta-se próxima aos 0,19 registrado por Borges (1973), na raça Mangalarga e inferior ao 0,30 e 0,37 relatados por Vassilev *et al.* (2002) e Mota e Taveira (2003). A pequena estimativa encontrada neste estudo indica pouca influência relativa dos genes de ação aditiva e que a seleção das éguas com base no período de gestação não levaria a rápidas mudanças genéticas na população.

A baixa magnitude da correlação fenotípica entre o PPG e o PIEP (- 0,004), demonstra que estas duas características são independentes, ou seja, a duração do período de gestação das éguas não se encontra associada a menores ou maiores intervalos de partos. Considerando o valor da correlação genética entre elas (- 0,54), embora negativa e de média magnitude, a seleção para o primeiro período de gestação não causaria impacto no primeiro intervalo de partos, em função do baixo valor de sua herdabilidade (0,01).

Primeiro Intervalo de Partos

O primeiro intervalo de partos médio encontrado foi de 490,18 dias, com desvio-padrão de 192,02 dias, mínimo de 303 e máximo de 1.095 dias. Esta média apresenta-se superior aos 468 dias de intervalo de parto em éguas Haflings, reportados por Meregalli e Valzania (1984), entretanto é inferior aos 535 e 567 dias registrados por Singh *et al.* (2002) nas raças indianas Marwari e Kathiawari.

Houve efeito significativo ($P < 0,05$) do sexo do produto sobre esta característica, indicando que as gestações de potros machos culminaram em 13,49 dias a mais no primeiro intervalo de parto das éguas, o que pode ser justificado, em parte, pelo maior tempo de gestação dos produtos machos encontrado neste estudo.

A baixa estimativa de herdabilidade encontrada para esta característica (0,01) demonstra a grande influência ambiental a qual esta característica está sujeita, sugerindo que os valores fenotípicos revelam pouco acerca dos valores genéticos, dificultando a determinação de quais animais são geneticamente superiores, e a resposta à seleção.

Além disso, a incorporação desta característica em programas de melhoramento genético resultaria em pequena resposta à seleção, exigindo que os reprodutores tivessem grande número de filhas avaliadas para que os valores genéticos apresentassem suficiente confiabilidade.

De modo geral, as características ligadas à reprodução, como o primeiro intervalo de partos, são altamente influenciadas por fatores ambientais e genéticos não aditivos. Assim, ganhos mais rápidos nesta característica podem ser alcançados melhorando-se as condições de manejo, sanidade, nutrição e o próprio controle reprodutivo do plantel.

Elevados primeiros intervalos de partos, como os encontrados neste estudo, culminam em última análise em menor intensidade seletiva, refletindo-se em ganhos genéticos menos elevados na população, dificultando os trabalhos de melhoramento genético.

Conclusão

As taxas relativamente baixas de concepção e fertilidade aparente encontradas neste estudo demonstram a dificuldade em se aplicar programas de melhoramento genético na raça Puro-Sangue Inglês, razão pela qual atenção especial deve ser dada às práticas de manejo e seleção de características que objetivem aumentar estas taxas.

Das características avaliadas a idade à primeira parição mostrou-se mais interessante para incorporação em programas de seleção que visem melhorar aspectos reprodutivos de eqüinos da raça Puro-Sangue Inglês no Brasil, não só em razão de sua estimativa de herdabilidade mais elevada, mas também por correlacionar-se geneticamente de modo favorável com as demais.

Referências Bibliográficas

ARORA, R.L.; PURBEY, L.N.; LUKTUKE, S.N. Gestation Period in Equines. *Indian Veterinary Journal*. 60. October, 824-830. 1983.

BOLDMAN, K.; VAN VLECK, L.D.; KRIESE, L.A. A manual for use of MTDFREML – a set of programs to obtain estimates of variances and covariances. USDA-ARS, 1993.

BORGES, I.O. Coeficiente de herdabilidade do período de gestação na raça Mangalarga. *Dissertação de Mestrado*. ESALQ, Piracicaba, 1973.

BOWLING, A.T., CLARK, R.S. Blood group and protein polymorphism gene frequencies for seven breeds of horses in the United States. *Animal Blood Groups and Biochemical Genetics*, v.16, p. 93-108, 1985.

CARNEVELE, E.M., GRIFFIN, P.G., GINTHER, O. J. Age associated subfertility before entry of embryos into the uterus in mares. *Equine Vet. J.* 15 (Suppl). 31-35. 1993.

CUNNINGHAM, E.P. The Genetics of Thoroughbred Horses. *Scientific American*. 264, 5: 92-98. 1991.

DAVIES MOREL, M. C. G., GUNNARSSON, V. A Survey of the fertility of Icelandic stallions. *Animal Reproduction Science*. 64 .49-64. 2000.

DAVIES MOREL, M. C. G., NEWCOMBE J. R., HOLLAND, S. J. Factors affecting gestation length in the Thoroughbred mare. *Animal Reproduction Science*. 74. 175-185. 2002.

FUENTES, F.; GONZALO, C.; HERRERA, M.; QUILES, A.; HEVIA, M. Parámetros reproductivos del caballo Arabe. *ITEA*, 86A: 172-177. 1990.

GUERRA, P. Riqueza equina do Brasil. In: *Folha de São Paulo*. Outubro de 2003.

HAUDI, M.A. Period of Gestation in Indian Stabled Horses. *Indian Veterinary Journal*. 43:721. 1966.

HEMBERG, E.; LUNDEHEIM, N.; EINARSSON, S. Reproductive performance of Thoroughbred mares in Sweden. *Reprod. Dom. Anim.* 39, 81-85. Blackwell Verlag, Berlin. 2004.

HUGASON, K., ARNASON, TH., JÓN MUNDSSON, J.V. A note on the fertility and some demographical parameters of Icelandic toelter horses. *Livest. Prod. Sci.*, 12: 161-167. 1985.

HURA, V., HAJURKA, J., KACMÁRIK, J., CSICSAI, G., VALOCKY, I. The effect of some factors on gestation length in nonius breed mares in Slovakia. UVL, 04101 Kosice, Komenského 73, Slovak Republic. 1997.

JACKSON, R.S. Equine infertility. Preliminary report on a survey of courses taken by the A.A.E.P. Newsletter, *Am. Ass. Equine Pract.* March. 1971.

JAINUDEEN, M.R., HAFEZ, E.S.E. Gestation, prenatal physiology and parturition. In: Hafez, E.S.E., Hafez, B. (Eds.). *Reproduction in Farm Animals*, Lippincott, Williams and Wilkins, Maryland, USA, pp. 140-155. 2000.

JEFFCOTT, L.B.; ROSSDALE, P.D.; FREESTONE, J.; FRANK, C.J.; TOWERS-CLARK, P.F. An assessment of wastage in Thoroughbred racing from conception to 4 years of age. *Equine vet. J.*, 14, 185-198. 1982.

KLEMETSDAL, G. The effect of inbreeding on racing performance in Norwegian cold-blooded trotters. *Genet. Sel. Evol.* 30, 351-366. 1989.

LAINING, J.L., LEECH, F.B. J. The frequency of infertility in Thoroughbred mares *Reproduction Fertility Supplement*. 23:307. 1975.

LANGLOIS, B. Estimation de quelques paramètres démographiques du Pur Sang Anglais en France. *Ann. Génét. Sél. Anim.*, 8: 315-329. 1976.

MARTENIUK, J.V., CARLETON, C.L., LLOYD, J.W., SHEA, M.E. Association of sex of fetus, sire, month of conception, or year of foaling with duration of gestation in Standardbred mares. *Javma*, vol 212, No. 11, June 1, 1998.

MAUCH, A. Untersuchungen über die Trächtigkeitsdauer der Stuten. *Z. Zücht. Reihe B* 39.31.1937.

MEREGALLI, A., VALZANIA, C. Reproductive parameters of halflings kept on Tuscan farms. *Rivista di Zootecnia e Veterinaria* 12: 190-98. 1984.

MERKT, H., KLUG, E., JÖCHLE, W. Reproduction Management in the German Thoroughbred Breeding Industry. *Journal of Equine Veterinary Science*. 20:12, 822-825.2000.

MORE, S.J. A Longitudinal study of racing Thoroughbreds: performance during the first years of racing. *Aust Vet J*. Vol. 77, No. 2. 1999.

MOTA, M.D.S.; TAVEIRA, R.Z.T. Estimation of genetic parameters for gestation length in Brazilian thoroughbred mares. *Comunidad Virtual de Veterinaria.org*. <http://www.comunidad.veterinaria.org/articulos>. 2003.

PARÉS, P. Manejo de los sementales Bretones Ceretanos: La necesidad de “consumir en reproducción”. *AYMA*, 35:9-13. 1995.

PHILLIPS, H. Algunas características del ciclo sexual en la yegua Fina Sangre de Carrera Tesis. *Fac. Ciênc. Vet. Santiago, Univ. Chile*. 80 p. 1977.

Reproductive Efficiency of Horses in Australia. Disponível em http://www.infocenter.com.sv/breeding_efficiency.htm Acesso em 15 março.2004.

ROSSDALE, P.D., SHORT, R.V. The time of foaling of Thoroughbred mares. *Journal Reprod. Fert.* 13, 341-343.1967.

SAS, Statistical Analysis System. User's guide: basics and statistics, Estados Unidos: SAS Inst. Inc. Cary, NC, 956p. 1999.

SCHIDELER, R.K., McKINNON, A.O., VOSS, J.L. Equine Reproduction. Lea and Febiger, Philadelphia, pp. 196-203. 1993.

SINGH, M.K., YADAV, M.P., MEHTA, N.T. Breed characteristics of Marwari and Kathiawari horses. Indian Journal of Animal Sciences 72 (4): 319-323, April. 2002.

SULLIVAN, J.J.; TURNER, P.C.; SELF, L.C.; GUTTERIDGE, H.B.; BARTLETT, D.E. Survey of reproductive efficiency in the Quarter-Horse and Thoroughbred. J. Reprod. Fert., Suppl. 23, 315-318. 1975.

UPPENBORN, W. Untersuchungen über die Trächtigkeitsdauer der Stuten, mit einem Anhang Untersuchungen über Zwillingsgeburten beim pferd. Z. Zücht. Reihe B 23.1.1933.

VALENCIA, J. and GONZALEZ, F. Period of Gestation in Thoroughbred Mares of Mexico. VIII th International Congress on Animal Reproduction and Artificial Insemination, Krakow, July 12-16. 1976.

VALERA, M.; ESTEVES, M.M.; MOLINA, A. The Lusitano native Thoroughbred: A genetics study of the important reproductive parameters in plans for conservation and improvement. Arch. Zootec. 49: 147-156. 2000.

VAN VLECK, L.D.; POLLAK, E.J.; OLTENACU, E.A.B. Genetics for the animal science. Department of Animal Science. Cornell University. 391p. 1987.

VASSILEV, D.; DIMOY, G.; TSANKOV, T. Direct, maternal and uncorrelated (co)variances for gestation length in Plevan Warmblood mares. In: *7th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*, Montpellier, France. Communication n° 05-10, 3p. 2002.

ZÚCCARI, C.E.S.N.; NUNES, D.B.; CORRÊA FILHO, R.A.C. Eficiência reprodutiva de éguas Pantaneiras durante as estações de Monta 1995/2000. Archivos de Zootecnia. 51: 139-148. 2002.

COMPARAÇÃO ENTRE TRÊS METODOLOGIAS PARA AVALIAR A IDADE À PRIMEIRA CONCEPÇÃO EM ÉGUAS DA RAÇA PURO-SANGUE INGLÊS

Resumo

No Brasil, devido à existência do ano hípico para a raça Puro-Sangue Inglês, os dados reprodutivos são geralmente truncados, já que os criadores tentam obter produtos nascidos no começo do ano hípico, a fim de aproveitarem a vantagem competitiva (animais mais desenvolvidos, maduros e treinados) destes em relação aos animais nascidos mais tardiamente no mesmo ano hípico. Para análise destes dados deve-se utilizar metodologias adequadas. Sendo assim, este trabalho teve como objetivo a comparação de três metodologias, método da Máxima Verossimilhança Restrita, com a utilização do aplicativo MTDFREML, análise Bayesiana sem dados censurados por meio do *software* MTGSAM e análise Bayesiana com dados censurados pelo software LMCD, para avaliação da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, a fim de verificar seu impacto na escolha de reprodutores durante o processo de seleção dos animais. O arquivo de dados continha 3.509 registros de idade à primeira concepção (meses) de éguas da raça Puro-Sangue Inglês. As estimativas de herdabilidades obtidas foram iguais a 0,23, 0,30 e 0,0926 (escala log), para o MTDF, MTGSAM e LMCD, respectivamente. Considerando todos os animais do pedigree (6.713), as correlações de *ranking* variaram de 0,91 a 0,99. Quando considerado apenas os ganhões (656), variaram de 0,48 a 0,99 (considerando diferentes porcentagens de machos selecionados) entre as metodologias de avaliação. As maiores mudanças na classificação geral foram observadas quando comparado o LMCD com as outras duas metodologias. Considerando que o modelo linear censurado é o mais adequado para análise de características com dados censurados, observou-se que as informações de censura levariam a escolha de diferentes animais durante o processo de seleção, quando comparado com as outras duas metodologias de análise.

Palavras-chave:

dados censurados, equino, reprodução

COMPARISON AMONG THREE METHODOLOGIES FOR EVALUATION OF AGE AT FIRST CONCEPTION IN THOROUGHBRED MARES

Abstract

In Brazil, owing to year seasonal for Thoroughbred breed, the reproductive data are normally altered, as the breeders try to obtain products born at the beginning of the year seasonal so that they may profit from the competitive advantages (more developed, mature and trained animals) shown in these animals rather than in the ones born later in the same year seasonal. For analyze of these data suitable methods should be used. With that in mind, this paper aims at comparing three methodologies, the method of maximum restricted likelihood, using MTDFREML, Bayesian analysis without censored data by software MTGSAM and Bayesian analysis with censored data by software LMCD, to evaluate age at first conception in Thoroughbred mares, in order to verify its impact on the choice of reproducers during animal selection process. The data archive contained 3,509 records for age at first conception (months) for Thoroughbred mares. The estimative of heritability obtained were equal to 0.23, 0.30 and 0.0926 (log scale), for MTDF, MTGSAM and LMCD, respectively. Considering all animals in the pedigree (6,713), ranking correlations varied from 0.91 to 0.99. When only stallions are considered (656), those varied from 0.48 to 0.99 (considering different percentages of selected males) between evaluation methods. The biggest changes in the general classification were observed when LMCD was compared to other two methods. Considering that the linear censored model is the most suitable one for trait analysis with censored data, it was observed that censor information would lead to choosing different animals during selection process, when compared to the others two methodologies.

Key words:

censored data, equine, reproduction

Introdução

O conhecimento dos índices reprodutivos na criação de cavalos é de extrema importância, uma vez que possibilita avaliar o estágio de eficiência em que se encontra a atividade, diagnosticar pontos de estrangulamento e projetar melhorias tecnológicas, além de nortear esquemas de seleção dentro dos rebanhos (Taveira *et al.*, 2001). A precocidade sexual dos animais é um aspecto de extrema importância a ser alcançado dentro dos planos de criação de um haras, já que diminui o efetivo inativo do rebanho, proporcionando melhor retorno econômico. Neste sentido, a idade à primeira concepção apresenta-se como característica reprodutiva que vem despertando interesse de profissionais e criadores como medida de precocidade sexual das fêmeas dentro dos rebanhos.

Para a maioria das características que são analisadas nas avaliações genéticas utiliza-se modelos lineares, em que se supõe distribuição normal, tanto dos valores genéticos, como do resíduo. Neste sentido, o método da Máxima Verossimilhança Restrita (REML) vem sendo comumente utilizado para a obtenção de estimativas dos componentes de variância e covariância necessários para a estimação dos parâmetros genéticos. Entretanto, tem sido observado diversas vezes que a presença de animais com valores discrepantes para algumas características faz com que a distribuição de determinadas características não se enquadre adequadamente na forma da distribuição normal (Korsgaard *et al.*, 1999). Assim, a análise Bayesiana aparece como alternativa de grande flexibilidade, tanto em relação aos modelos que podem ser utilizados nas análises (Gianola, 2000), quanto em relação às inferências que podem ser realizadas a partir dos resultados (Blaso, 2001).

Além disso, no Brasil, devido à existência do ano hípico para a raça Puro-Sangue Inglês (espaço de 12 meses compreendido entre 1^o de julho e 31 de junho), os dados reprodutivos são geralmente truncados, já que os criadores tentam obter produtos nascidos no começo do ano hípico, a fim de aproveitarem a vantagem competitiva

(animais mais desenvolvidos, maduros e treinados) destes em relação aos animais nascidos mais tardiamente no mesmo ano hípico (Cunningham, 1991).

Embora os modelos lineares comumente utilizados não tratem de maneira adequada as informações geradas por este tipo de manejo, podendo mascarar os resultados das análises, são largamente utilizados nas avaliações genéticas devido a sua fácil interpretação. Assim, alguns modelos lineares têm sido propostos para características que apresentam informações censuradas (Korsgaard *et al.*, 1999; Sorensen *et al.*, 1998). Estas informações ocorrem quando apenas parte da vida produtiva do animal é conhecida. O fato de não se considerar os dados censurados em análises estatísticas pode provocar severa distorção das inferências (Sorensen *et al.*, 1998).

Com base no exposto, este trabalho teve como objetivo a comparação de três metodologias, método da Máxima Verossimilhança Restrita, com utilização do aplicativo MTDFREML, análise Bayesiana sem dados censurados por meio do software MTGSAM e análise Bayesiana com dados censurados pelo software LMCD, para avaliação da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, a fim de verificar seu impacto na escolha de reprodutores durante o processo de seleção dos animais.

Material e Métodos

Os dados utilizados neste estudo foram fornecidos pelo “Study Book” da Associação Brasileira dos Criadores do Cavalo de Corrida (ABCCC), estando contidos no arquivo de “Pedigree” do CD-ROM desenvolvido por esta entidade em 1999. Avaliou-se informações provenientes de 3.509 éguas da raça Puro-Sangue Inglês, nascidas entre 1970 a 1993, totalizando 6.713 animais na matriz de parentesco .

O modelo utilizado para as três metodologias avaliadas neste estudo (método da Máxima Verossimilhança Restrita e análise Bayesiana por meio dos *softwares* MTGSAM e LMCD) incluiu, além do efeito aleatório do animal, o efeito fixo de grupo de contemporâneo (510), formado por éguas do mesmo criador (1.036), nascidas no mesmo ano (1967 a 1994) e época (1-julho; 2-agosto; 3-setembro; 4-outubro; 5-novembro; 6-dezembro; 7- janeiro a junho), e com no mínimo três animais cada.

Em termos matriciais tem-se:

$$Y = X\beta + Za + \varepsilon$$

em que:

y = é o vetor das observações para IPCON (escala logarítmica em se tratando do LMCD);

X = é a matriz de incidência dos efeitos fixos;

β = é o vetor dos efeitos fixos;

Z = é a matriz de incidência dos efeitos genéticos diretos;

a = é o vetor dos efeitos genéticos diretos;

ε = é o vetor dos erros aleatórios associados às observações.

A idade à primeira concepção para as éguas que pariram machos, fêmeas, natimorto e que abortaram foi calculada pela subtração da data final da primeira cobertura por sua data de nascimento. As informações dos animais cujas ocorrências após a data final da primeira cobertura foram “vazia”, “sem notícia” e “serviu em outra raça”, utilizou-se a data final da segunda cobertura para o cálculo, se confirmada a concepção.

Os dados foram analisados inicialmente pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita, com a utilização do aplicativo MTDFREML (“Multiple Trait Derivative Free Restricted Maximum Likelihood”; Boldman *et al.*, 1993) para estimação dos componentes de variância e valores genéticos.

O mesmo modelo de análise empregado na estimação pelo método REML foi empregado na análise Bayesiana, utilizando-se o conjunto de programas MTGSAM (Multiple-Trait Gibbs Sampler for Animal Models), desenvolvido por Van Tassel e Van Vleck (1995), para a estimação dos componentes de variância e valores genéticos dos animais.

Inferências acerca da dispersão dos parâmetros foram realizadas a partir das distribuições “a posteriori” obtidas via amostrador de Gibbs. Para as variâncias genéticas aditiva e residual empregou-se distribuições “a priori” não informativas.

O programa Fortran Gibanal versão 2.4 (Van Kaam, 1998) foi utilizado para a análise das cadeias Gibbs, a fim de se calcular o período de “burn-in”, espaçamento do parâmetro da cadeia e número total de amostras.

O esquema da amostragem Gibbs considerou o tamanho da cadeia de 1.005.000, com “burn-in” de 5.000 e intervalo de amostragem igual a 1.000, resultando em 1.000 amostras disponíveis para avaliação das distribuições a posteriori.

Posteriormente os dados foram analisados por modelo linear censurado, sendo que as informações dos animais cujas ocorrências foram “vazia”, “sem notícia” e “serviu em outra raça”, na ocasião da primeira cobertura, foram considerados censurados, tendo como critério de censura a data da segunda cobertura, perfazendo 18,3% do arquivo de dados. Os acasalamentos que deram origem a macho, fêmea, aborto e natimorto foram tratados como observações não censuradas. Para

a realização desta análise procedeu-se a adaptação do programa desenvolvido por Sorensen *et al.* (1998), utilizando Fortran 77 em ambiente Windows. Neste caso a amostragem de Gibbs foi realizada a partir do procedimento desenvolvido por Tanner e Wong (1987) e envolveu uma cadeia de 1.500.000, com “burn-in” de 10.000 e intervalo de amostragem igual a 2.500, resultando em 599 estimativas para estudo.

A comparação das metodologias foi realizada a partir dos valores genéticos preditos dos animais para cada método avaliado. Foram obtidas as correlações de “*ranking*” entre os valores genéticos dos animais, a partir do programa SAS (1999). Este procedimento visou comparar as metodologias avaliadas, considerando-se as mudanças no posicionamento dos animais nas diferentes classificações e analisar o impacto prático destas metodologias na escolha dos reprodutores.

Resultados e Discussão

A idade média à primeira concepção foi de 60,71 meses, com desvio-padrão de 18,93 meses, e valores mínimo e máximo de 23 e 251 meses, respectivamente. Considerando-se o primeiro período médio de gestação de 337,83 dias encontrado por Taveira *et al.* (2004), a idade à primeira parição ocorreria aproximadamente aos 72 meses, valor inferior aos 76,08 e 82,68 meses, reportados por Valera *et al.* (2000) e Fuentes *et al.* (1990), nas raças Lusitana e Árabe, respectivamente. A transformação da idade à primeira concepção em idade à primeira parição foi realizada devido à escassez de literatura acerca da idade à primeira concepção, por tratar-se de uma nova avaliação para características reprodutivas em eqüinos.

Os resultados das estimativas dos componentes de variância obtidas pelo método MTDFREML e pela inferência Bayesiana (via MTGSAM) estão apresentados na Tabela 1.

Tabela 1. Estimativas obtidas a partir do método da Máxima Verossimilhança Restrita (MTDFREML) e modas, médias, desvios-padrão e intervalos de maior densidade *a posteriori* com 90% de probabilidade (HPD 90%), obtidos por meio de análise Bayesiana*, das variâncias genética, ambiente, fenotípica e herdabilidade da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês.

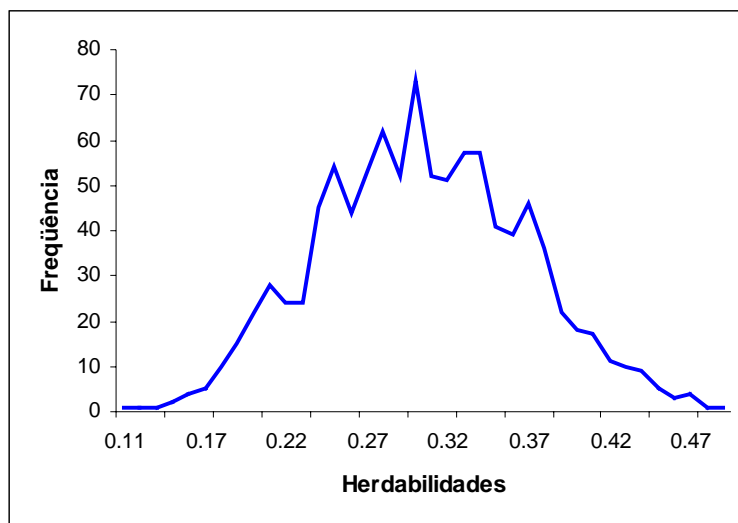
Parâmetro	Estimativa REML	Análise Bayesiana*				
		Moda	Média	Desvio Padrão	HPD 90%	Correlação Serial
Var. Genética	71,33	91,74	97,08	21,58	78,55 – 105,16	0,029
Var. Ambiente	242,11	224,33	221,49	18,91	206,66 – 229,65	0,015
Var. Fenotípica	313,44	320,76	318,57	8,68	313,10 – 323,31	0,021
Herdabilidade	0,23(0,061)	0,29	0,30	0,064	0,27 – 0,34	0,064

* tamanho da cadeia = 1.005.000, com “burn-in” de 5.000 e intervalo de amostragem igual a 1.000, resultando em 1.000 estimativas. O critério de convergência adotado foi 10^{-9} .

Pode-se constatar que as estimativas pontuais obtidas da variância genética obtida pelo método MTDFREML apresentam-se inferior a média *a posteriori* obtida pelo método Bayesiano. Este resultado concorda, em parte, com os resultados de Wright *et al.* (2000), os quais comparando métodos tradicionais e Bayesianos em experimentos de criação animal, constataram que a estimativa pontual para o componente de variância genética aditiva obtida pelo método REML era consideravelmente menor que a média *a posteriori* obtida por inferência Bayesiana, mas não para as variâncias ambiente e fenotípica, as quais foram próximas em ambos métodos.

De acordo com Madureira (2003), a inferência Bayesiana permite estabelecer regiões de credibilidade ou combinação de parâmetros, as quais são facilmente construídas a partir das amostras obtidas no esquema de amostragem Gibbs. Sendo assim, neste estudo, para a herdabilidade da idade à primeira concepção (Figura 1), o intervalo de maior densidade *a posteriori*, com 90% de probabilidade (HPD 90%) foi obtido entre 0,27 e 0,34 (Tabela 1).

Figura 1. Distribuição da herdabilidade da idade à primeira concepção de animais da raça Puro-Sangue Inglês, obtida por análise Bayesiana, via MTGSAM.



Considerando-se os valores pontuais e a média das estimativas das herdabilidades obtidas pelo método REML e inferência Bayesiana, via MTGSAM (Tabela 1), consideradas de média magnitude, pode esperar-se que a IPCON apresente mudança genética razoável mediante seleção massal.

A Tabela 2 apresenta a amplitude dos valores genéticos para a idade à primeira concepção (IPCON) de acordo com as três metodologias de avaliação.

Tabela 2. Amplitude dos valores genéticos para a idade à primeira concepção (IPCON) de éguas da raça Puro-Sangue Inglês, em função das metodologias de avaliação.

Metodologia	Mínimo	Média	Máximo
MTDF(meses)	- 13,68	- 0,16	32,61
MTGSAM (meses)	- 16,66	- 0,19	43,19
LMCD (escala log)	- 0,0955	- 0,0013	0,1186

Pode-se observar que não ocorre muita variação em relação às amplitudes existente entre os valores genéticos estimados pelo MTDF e MTGSAM, observando grande proximidade entre os valores médios (- 0,16 e - 0,19), para os dois métodos, respectivamente. Desta maneira, pode-se

ressaltar novamente, a grande semelhança entre os resultados obtidos por estas duas metodologias, mesmo com a primeira utilizando a estatística frequentista e a segunda fazendo uso de inferências Bayesianas. Em função da escala logarítmica utilizada pelo LMCD na estimação dos valores genéticos dos animais, a comparação com as demais metodologias é inadequada.

De acordo com as Figuras 2, 3 e 4 que apresentam os valores genéticos médios da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês em função do ano de nascimento, de acordo com as três metodologias avaliadas, observa-se que está ocorrendo aumento de 0,0175 meses / ano ou 1,75 meses a cada 10 anos, (MTDFREML), representando aumento anual de 0,028% em relação a média da característica, 0,4% em relação ao desvio padrão genético e 0,098% em relação ao desvio padrão fenotípico. Considerando-se a análise Bayesiana por meio do software MTGSAM, observou-se aumento de 0,0249 meses / ano ou 2,49 meses a cada 10 anos (MTGSAM), representando aumento anual de 0,04% em relação à média da característica, 0,25% em relação ao desvio padrão genético e 0,14% em relação ao desvio padrão fenotípico. A tendência no aumento (0,0001 em escala log) da idade à primeira concepção, também foi observada quando utilizado o modelo linear com dados censurados (LMCD), apresentando aumento anual de 0,10% em relação ao desvio padrão genético e 0,03% em relação ao desvio padrão fenotípico. Esta tendência pode ser, em parte, reflexo da pouca atenção dada às características de precocidade sexual no processo de seleção dos animais, o que, em última análise, contribuiu para a baixa eficiência reprodutiva da criação de animais da raça Puro-Sangue Inglês no País.

Figura 2. Tendência genética da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês (MTDF).

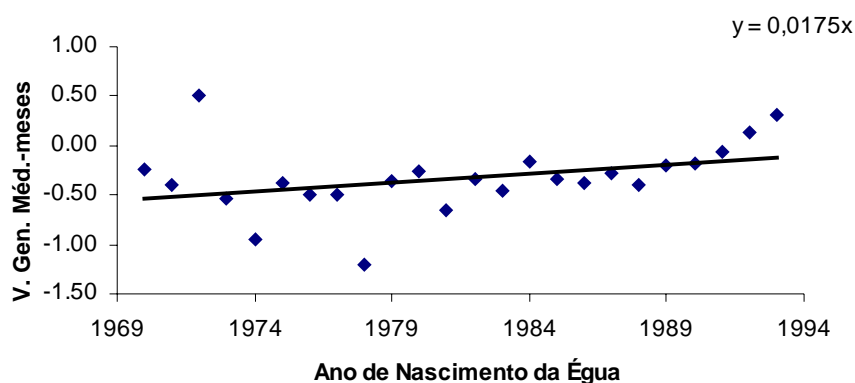


Figura 3. Tendência genética da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês (MTGSAM).

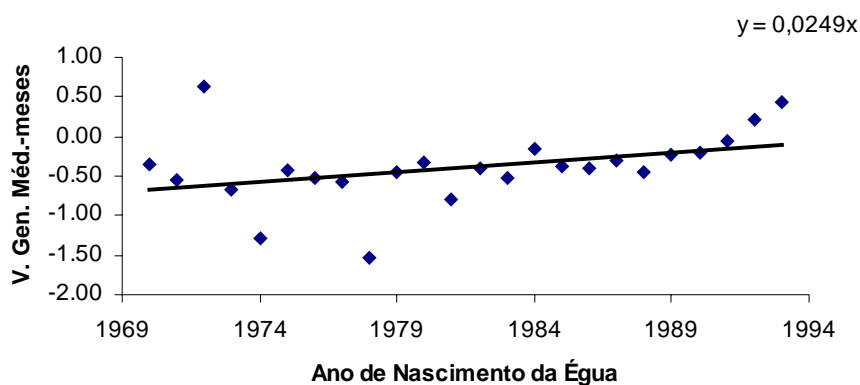
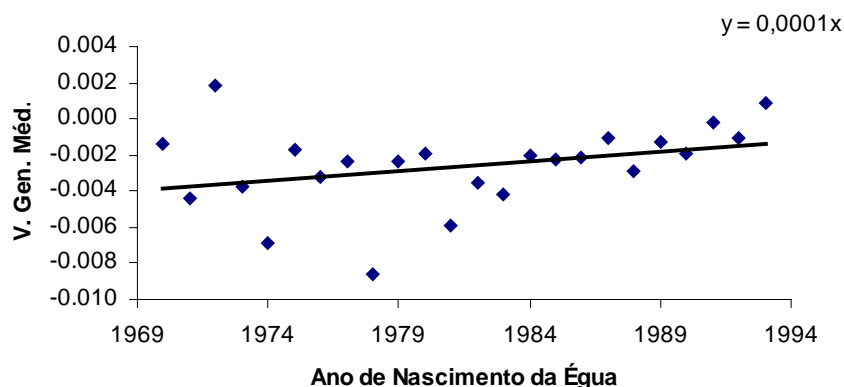


Figura 4. Tendência genética da idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês, em escala logarítmica (LMCD).



Observa-se que o mérito genético aditivo médio dos animais apresentou maior dispersão em relação aos valores estimados no período entre 1969 a 1980. Posteriormente, quando registrou-se maior número de animais por ano, o mérito genético médio estimado foi mais próximo que o observado, com pequenas flutuações em um ou outro sentido, até 1992, ano a partir do qual a tendência passou a ser desfavorável.

Os valores mínimos, máximos, médias, modas, medianas, HPD 90% e correlação serial dos componentes de variância e herdabilidade em escala logarítmica obtidos por análise Bayesiana, via LMCD estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3. Estimativa de parâmetros para a idade à primeira concepção em éguas da raça Puro-Sangue Inglês obtidos por modelo linear censurado via amostragem de Gibbs^a.

Fator	$h^2_{(\log)}$	$\sigma^2_{a(\log)}$	$\sigma^2_{e(\log)}$
Média	0,0926	0,0084	0,0816
Moda	0,0723	0,007	0,0830
Mediana	0,0835	0,008	0,0820
Mínimo	0,004	0,001	0,066
Máximo	0,304	0,29	0,095
HPD 90%	0,041 e 0,099	0,007 – 0,017	0,069 – 0,082
Correlação serial	0,028	0,042	0,021

^a tamanho da cadeia = 1.500.000, com burn-in de 10.000 e intervalo de amostragem igual a 2.500, resultando em 599 estimativas.

$h^2_{(\log)}$ = herdabilidade na escala logarítmica.

$\sigma^2_{a(\log)}$ = variância genética na escala logarítmica.

$\sigma^2_{e(\log)}$ = variância ambiente na escala logarítmica.

Ressalva-se, no entanto, que a interpretação da herdabilidade na escala logarítmica tem sido alvo de discussão (Korsgaard *et al.*, 1999 e Pereira *et al.*, 2004), pois não se apresenta de maneira direta como no caso dos métodos REML e inferência Bayesiana, via MTGSAM, dificultando a comparação com estes dois últimos métodos. Entretanto, correlações de “ranking” podem ser utilizadas para comparação das metodologias utilizadas com base no posicionamento dos animais pelo valor genético, obtido dentro de cada metodologia utilizada.

As correlações obtidas entre as posições de classificação (*ranking*) dos animais avaliados pelo valor genético direto quando comparados os modelos REML e análise Bayesiana via MTGSAM, foram altas e positivas (Tabela 4).

Tabela 4. Correlações de “ranking” entre os valores genéticos dos animais para idade à primeira concepção de éguas da raça Puro-Sangue Inglês, pelo método da Máxima Verossimilhança Restrita e análise Bayesiana por meio dos *softwares* MTGSAM e LMCD.

Classe de animais	N	Correlação de “ranking”		
		LMCD – MTFD	LMCD - MTGSAM	MTFD - MTGSAM
Todos os animais do pedigree	6.713	0,91	0,90	0,99
10% melhores animais	671	0,62	0,57	0,96
5% melhores animais	335	0,59	0,54	0,95
1% melhores animais	67	0,58	0,52	0,95
Todos os ganhões	656	0,91	0,90	0,99
10% melhores ganhões	65	0,58	0,55	0,97
5% melhores ganhões	32	0,52	0,48	0,96
1% melhores ganhões	6	0,65	0,69	0,93

Entretanto, quando estas mesmas metodologias foram contrastadas com a análise Bayesiana, via LMCD, apresentaram correlação de ranking de menor magnitude, trazendo reflexos na classificação dos animais de acordo com a metodologia utilizada, como pode ser observado nos 10 melhores animais classificados de acordo com a análise Bayesiana, via LMCD (Tabela 5).

Tabela 5. Posicionamento dos 10 melhores animais no arquivo geral em função das metodologias de análise.

Animal	LMCD	MTDF	MTGSAM
A	1 ^o	3 ^o	3 ^o
B	2 ^o	16 ^o	18 ^o
C	3 ^o	19 ^o	36 ^o
D	4 ^o	1 ^o	1 ^o
E	5 ^o	35 ^o	29 ^o
F	6 ^o	8 ^o	6 ^o
G	7 ^o	11 ^o	10 ^o
H	8 ^o	21 ^o	24 ^o
I	9 ^o	128 ^o	197 ^o
J	10 ^o	38 ^o	52 ^o

Com base na Tabela acima, nota-se que para o efeito genético direto dos 10 melhores animais classificados, somente três seriam selecionados pelas três metodologias de análise utilizadas, sendo que a mudança mais expressiva ocorreu com o animal I, que na análise Bayesiana, via LMCD, encontra-se na 9^a posição, e no entanto ocupa a 128^a e 197^a posição pelo método do REML e análise Bayesiana via MTGSAM, respectivamente. Pode-se observar que este animal tratava-se de um garanhão que possuía filhas com informação de censura, o que possivelmente, pode ter causado a melhoria no posicionamento de seu “ranking” no LMCD, que leva em consideração tais informações.

Pode-se observar bastante semelhança entre os *rankings* considerando-se método da Máxima Verossimilhança Restrita e análise Bayesiana por meio do MTGSAM. Quando observado somente os garanhões, esta semelhança ainda permanece, inclusive quando se analisa os 10%, 5% e 1% , indicando bastante similaridade entre estas duas metodologias de análise (Tabela 4).

Analisando-se os *rankings* entre a análise Bayesiana via LMCD e os métodos da Máxima Verossimilhança Restrita e análise Bayesiana via MTGSAM, percebe-se, considerando todos os animais do pedigree, diminuição na semelhança entre os *rankings* (0,91 e 0,90) quando comparados com o *ranking* entre os dois últimos (0,99). Verifica-se que quanto maior a pressão de seleção considerada, menor é a correlação entre as

metodologias. Assim, dentre os 10% melhores animais classificados pelo LMCD, a correlação diminui para 0,62 e 0,57, para *rankings* com o REML e MTGSAM, respectivamente. Estes valores decrescem ainda mais (Tabela 4), quando aumenta-se a pressão de seleção (5 e 1%), chegando ao mínimo de 0,52 entre a análise Bayesiana via MTGSAM e LMCD. Valor semelhante foi observado entre LMCD e MTDf para os 5% melhores ganhões. Correlações superiores as anteriores observadas entre o LMCD e as outras metodologias, quando avaliou-se 1% dos melhores ganhões, podem ser explicadas pela baixa quantidade de animais envolvida, já que nesta situação, a correlação de “Sperman” torna-se bastante sensível a pequenas alterações de ranqueamento.

De modo geral, estes resultados concordam com os achados de Vollema e Groen (1998), em gado de leite, os quais observaram que a inclusão de informações censuradas na análise, diminuía o valor das correlações entre o valor genético dos animais, fornecendo um *ranking* de animais consideravelmente diferente. Assim, considerando-se que a exclusão de dados censurados em análises de características como IPCON provoca séria distorção das inferências (Sorensen *et al.*, 1998), observa-se que haveria considerável divergência entre LMCD e as outras metodologias no momento da escolha dos animais geneticamente superiores, principalmente em ganhões, onde há maior pressão de seleção.

Na Tabela 6 é apresentada uma análise comparativa da coincidência (representa o número de animais selecionados por ambos os métodos) na classificação dos 10%, 5% e 1% melhores animais no arquivo de “pedigree” e arquivo de machos, em função das metodologias de análise. Assim como na correlação de *ranking* observa-se que quanto maior a pressão de seleção, menor a coincidência entre os animais selecionados.

Tabela 6. Porcentagem de coincidentes de acordo com o método utilizado e fração selecionada no arquivo de “pedigree”.

Classe de animais	Porcentagem de Coincidentes (%)		
	LMCD – MTDf	LMCD - MTGSAM	MTDf – MTGSAM
Todos os animais do pedigree			
10% melhores animais	73,77	78,09	93,44
5% melhores animais	71,34	68,35	93,43
1% melhores animais	53,73	53,73	88,05
Todos os ganhões			

10% melhores garanhões	75,38	75,38	92,30
5% melhores garanhões	71,87	65,62	90,62
1% melhores garanhões	50,00	50,00	83,33

Este comportamento acentua-se ainda mais quando avaliado apenas os garanhões, chegando apenas a 50% de coincidência quando comparado o LMCD com as demais metodologias. Entretanto, este valor deve ser visto com ressalva devido ao pequeno número de animais nesta categoria.

Quando avaliado 1% dos melhores animais no arquivo de “pedigree”, onde possivelmente ocorreria a seleção dos animais para reprodução, observa-se que 46,27% dos animais selecionados pelo LMCD seriam descartados pelas demais metodologias. Admitindo-se que o modelo linear censurado é mais apropriado para se avaliar características com informações censuradas (Tempelman, 1997) como IPCON, a discrepância entre os animais selecionados por este método e os outros dois é considerável. Isto pode significar que as metodologias normalmente utilizadas podem não identificar eficientemente os animais geneticamente superiores naquela característica. Por outro lado a alta porcentagem de coincidentes entre MTD e MTGSAM indica que menos que 17% (1% dos melhores garanhões) dos selecionados por um método seriam descartados pelo outro.

Conclusão

As estimativas de herdabilidade encontradas neste estudo sugerem que a idade à primeira concepção pode ser utilizada como critério de seleção em criações de Puro-Sangue Inglês que busquem maior precocidade sexual.

A tendência genética de aumento na IPCON deve-se, em parte, a sua não inclusão em programas de melhoramento da raça, a qual baseia-se, principalmente, no desempenho em pista dos animais.

Considerando que o modelo linear censurado é o mais adequado para análise de características reprodutivas, observou-se que as informações de censura levariam a escolha de diferentes animais durante o processo de seleção, quando comparado com os outros dois métodos de análise. Portanto é fundamental a utilização de metodologias que considerem dados censurados na avaliação de características como IPCON, a fim de se predizer de modo mais eficiente o valor genético dos animais.

Referências Bibliográficas

BOLDMAN, K.; VAN VLECK, L.D.; KRIESE, L.A. A manual for use of MTDFREML – a set of programs to obtain estimates of variances and covariances. USDA-ARS, 1993.

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

CUNNINGHAM, E.P. The Genetics of Thoroughbred Horses. *Scientific American*, 264, 5: 92-98. 1991.

FUENTES, F.; GONZALO, C.; HERRERA, M.; QUILES, A.; HEVIA, M. Parámetros reproductivos del caballo Arabe. *ITEA*, 86A: 172-177. 1990.

GIANOLA, D. Statistics in animal breeding. *Journal of the American Statistical Association*, v.95, n.449, p.296-299, 2000.

KORSGAARD, I.R.; SORENSEN, D.A.; GIANOLA, D. Multivariate analysis of censored normal, ordered categorical and Gaussian traits using Gibbs sampling and data augmentation. In: *World Congress of Genetics Applied to Livestock Production*, 6., 1998, Armilade. *Proceedings...* Armidale, Australia, v.25, p. 493-496, 1998.

KORSGAARD, I.R.; ANDERSEN, A.H.; JENSEN, J. Discussion of heritability of survival traits. *Interbull Bulletin*, n.21, p.31-35, 1999.

MADUREIRA, A..P. Comparação de modelos lineares mistos gaussianos e robustos (via amostrador de Gibbs) em características de crescimento de bovinos de corte. Botucatu, SP. (Tese de Doutorado). 89p. 2003

PEREIRA, E. Diferentes abordagens para o estudo da precocidade sexual de fêmeas Nelore. Botucatu,SP.(Tese de Doutorado).62p. 2004.

SAS, Statistical Analysis System. User's guide: basics and statistics, Estados Unidos: SAS Inst. Inc. Cary, NC, 956p. 1999.

SORENSEN, D.A.; GIANOLA, D.; KORSGAARD, I.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.

TANNER, M.A.; WONG, W.H. The calculation of posterior distributions by data augmentation. *J. Anim. Stat. Assoc.*, v. 82, p. 528-540, 1987.

TAVEIRA, R.Z.; CARVALHO, I.D.; OLIVEIRA, P.S. Avaliação de características de desempenho em produtos Nelore X Limousin. X Congresso Brasileiro de Zootecnia. *Anais.* 425p. 2001.

TAVEIRA, R.Z.; MOTA, M.D.S.; VARGAS, A.D.F.V. Estimativa de parâmetros genéticos para o período de gestação e intervalo de partos em éguas da raça Puro-Sangue Inglês. *Colégio Brasileiro de Reprodução Animal (no prelo)*. p. 1-4. 2004.

TEMPELMAN, R.J. Generalized linear mixed models in dairy cattle breeding. *J. Dairy Sci.* 81: 1428-1444. 1997.

VALERA, M.; ESTEVES, M.M.; MOLINA, A. The Lusitano native Thoroughbred: A genetics study of the important reproductive parameters in plans for conservation and improvement. *Arch. Zootec.* 49: 147-156. 2000.

VANKAAM, J.B.C.H.M. 1998. Disponível: www.student.wau.nl/~janthijs/breedingsite/edagibanal.html. Acessado em 3 de novembro de 2004.

VAN TASSEL, C.P.; VAN VLECK, L.D. A manual for use of MTGSAM. A set of FORTRAM programs to apply Gibbs sampling to animal models for variance component estimation [DRAFT] U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service, 1995.

VOLLEMA, A.R.; GROEN, A.F. A comparison of breeding value predictors for longevity using a linear model and survival analysis. *J. Dairy Sci.*, v.81, n.12, p.3315 - 3320, 1998.

IMPLICAÇÕES

A utilização de modelos que consideram dados censurados em estudos de características reprodutivas em eqüinos é uma nova opção de análise que pode trazer benefícios no melhoramento destas características nesta espécie. Apesar da implementação da análise envolvendo o modelo linear censurado apresentar-se mais difícil que os outros dois métodos utilizados, mostrou-se adequada para o estudo de características censuradas como a idade à primeira concepção.

Embora o sucesso na indústria do Puro-Sangue Inglês seja medido pelo desempenho dos animais em pista, é importante que as características reprodutivas também sejam contempladas em programas de seleção, uma vez que possibilitariam maior intensidade seletiva e ganhos genéticos mais elevados naquele desempenho.